

**Univerzita Karlova**  
**Přírodovědecká fakulta**

Studijní program: Demografie  
Studijní obor: Demografie se sociologií



**Elizaveta Ukolova**

Tabulky plodnosti a jejich aplikace při analýze regionální diferenciace plodnosti  
ve Španělsku

Fertility tables and application of the method in the analysis of regional differentiation  
of fertility in Spain

Bakalářská práce

Vedoucí práce: RNDr. Luděk Šídlo, Ph.D.

Praha, 2020

**Prohlášení:**

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracovala samostatně a že jsem uvedla všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze, dne 7. 5. 2020

.....  
Elizaveta Ukolova

**Poděkování:**

Děkuji vedoucímu, panu RNDr. Lud'ku Šídlovi, Ph.D.

## **Tabulky plodnosti a jejich aplikace při analýze regionální diferenciace plodnosti ve Španělsku**

### **Abstrakt**

Cílem práce je v první řadě konstrukce transversálních tabulek plodnosti podle metodologie Human Fertility Database a výpočet různých typů ukazatelů z jednotlivých tabulkových funkcí. Metoda je ilustrována na analýze regionální diferenciace plodnosti ve Španělsku v letech 1981, 1991, 1999 a 2011. První část práce je věnována teoretickému kontextu vývoje plodnosti ve studovaném regionu, načež je přistoupeno k části zabývající se daty, na nichž je analýza stavěna, později k popisu metody samotné, po čemž přichází na řadu interpretace výsledků. Bylo zjištěno, že pomocí transversálních tabulek plodnosti lze počítat nejen sumární index plodnosti očištěný od vlivu paritní a věkové struktury a tabulkový průměrný věk při narození dítěte, ale i různé pravděpodobnosti přechodů mezi paritními stavy, stejně jako další ukazatele, které bylo možné uplatnit, díky možnosti hlubší desagregace populací ve výpočtovém modelu. Hlavní výsledky, k nimž se aplikací metody dospělo, přinesly hned několik zajímavých zjištění. Jedním z nich je skutečnost, že rozdíly napříč regiony se v průběhu let ve Španělsku snižovaly, ale v jisté podobě stále přetrvávaly, neboť regiony se spíše vyšší plodností byly i v roce 2011 koncentrovány spíše na jihu země. Tyto regiony byly charakteristické frekventovaněji vyskytujícími se přechody žen k vyšším paritám umožněným i díky dřívějšímu vstupu do rodičovství vůbec. Situace na severu státu se region od regionu lišila, neboť platilo, že v celcích považovaných v rámci Španělska za nejvyspělejší, následoval po výraznějším poklesu plodnosti koncem 20. století výraznější nárůst intenzity procesu, čímž se tyto severní regiony zpodobnily v reprodukčních charakteristikách spíše s jižními.

**Klíčová slova:** transversální tabulky, plodnost, parita, Španělsko, regionální diferenciace

Počet znaků bez mezer: 99 320

## **Fertility tables and application of the method in the analysis of regional differentiation of fertility in Spain**

### **Abstract**

The aim of the thesis is to construct period fertility tables according to Human Fertility Database methodology and different kinds of fertility indices, which are possible to derive from fertility table's functions. The method is then used when analysing regional differences in fertility behaviour among Spanish regions in 1981, 1991, 1999 and 2011. The study begins with a general overview of fertility trends in Spain. Then, the data part follows. Next, the methodology is discussed and some table's indices, which Human Fertility Database does not provide, are constructed. Following chapters focus on application of the method to real data. It was found out, that with the help of period fertility tables one can calculate not only the age and parity adjusted total fertility rate and the table mean age at birth, but also various transition probabilities between parity states and as well as other measures. All this could be done due to the possibility of deeper disaggregation of the table population. The main results obtained by applying the method brought several interesting findings. Most importantly, differences across regions in Spain have been disappearing over the years, but they still persist in some form, as regions with a higher fertility rate were concentrated in the southern part of the country in 2011 as well. These regions were also characterized by more frequent transitions of women towards higher parities, which perhaps could be a result of earlier entries into parenthood in general. The situation in the northern regions varied. In the regions considered most economically developed within Spain, a greater increase in fertility rates followed after the fertility depression at the end of the 20th century, thus portraying these northern regions in fertility characteristics rather with southern ones.

**Keywords:** period tables, fertility, parity, Spain, regional differentiation

## OBSAH

PŘEHLED POUŽITÝCH ZKRATEK .....	8
SEZNAM TABULEK.....	9
SEZNAM OBRÁZKŮ .....	10
<b>1 Úvod.....</b>	<b>12</b>
<b>2 Teoretické aspekty vývoje plodnosti ve Španělsku.....</b>	<b>15</b>
2.1 Kulturněhistorický kontext .....	15
2.2 Faktory plodnosti.....	17
2.3 Základní popis vývoje plodnosti.....	21
<b>3 Data.....</b>	<b>26</b>
3.1 Míra plodnosti první kategorie .....	26
3.2 Zdroje dat a příprava databází .....	27
3.3 Kontrola kvality dat.....	29
<b>4 Metodologie.....</b>	<b>33</b>
4.1 Odhad počtu žen podle parity .....	34
4.2 Konstrukce transversálních tabulek plodnosti .....	36
4.3 Základní ukazatele z TTP .....	37
4.4 Odvozené ukazatele z TTP .....	39
4.4.1 Pravděpodobnosti setrvání a nesebevraždění v určitých paritních stavech.....	39
4.4.2 Rozložení žen podle parity na konci reprodukčního období.....	41
4.4.3 Věky matek při narození dětí pro konečné, nebo nekonečné parity .....	41
4.5 Způsob analýzy regionální diferenciace .....	43
<b>5 Regionální diferenciace za využití základních ukazatelů TTP.....</b>	<b>44</b>
5.1 Časování a intenzita plodnosti .....	44
5.2 Tabulkové ukazatele intenzity a časování plodnosti podle pořadí.....	48
5.3 Pravděpodobnost zvětšování rodiny .....	51

<b>6</b>	<b>Regionální diferenciace za využití odvozených ukazatelů TTP .....</b>	<b>53</b>
6.1	Pravděpodobnost porození prvního dítěte .....	53
6.2	Pravděpodobnosti setrvání v paritních stavech.....	55
6.3	Rozložení žen podle parity na konci reprodukčního období .....	57
6.4	Průměrný věk matek při rození dětí podle dokončené parity .....	59
<b>7</b>	<b>Závěr.....</b>	<b>62</b>
	SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY .....	65
	SEZNAM ZDROJŮ DAT .....	73
	PŘÍLOHOVÁ ČÁST .....	75
	<i>Elektronická příloha [USB].....</i>	<i>zadní strana vnitřních desek</i>

## PŘEHLED POUŽITÝCH ZKRATEK

AS	autonomní společenství
HDP	hrubý domácí produkt
HFD	Human Fertility Database
INE	Instituto Nacional de Estadística (statistický úřad Španělska)
IPUMS	The Integrated Public Use Microdata Series
MAB	průměrný věk matky při narození dítěte
MO	Microsoft Office
OECD	Organizace pro hospodářskou spolupráci a rozvoj
ovy	ostrovy
PATFR	sumární index očištěný od vlivu paritní a věkové struktury
PPR <sub>r</sub>	pravděpodobnost zvětšování rodiny
PRB	Population Reference Bureau
$p(x)$	pravděpodobnost nesetrvání ve stavu bezdětnosti
$r_i(x)$	pravděpodobnost nepokročení k paritě dva, tři, čtyři
TFR	úhrnná plodnost
TMAB	tabulkový věk matky při narození dítěte
TMAB <sub>i,j</sub>	tabulkový věk matky při narození dítěte podle pořadí a její dokončené parity
TTP	transversální tabulky plodnosti
UN	United Nations (Organizace spojených národů)



## **SEZNAM TABULEK**

Tab. 1: Vybrané faktory ovlivňující plodnost .....	19
Tab. 2: Funkce a značení v transversálních tabulkách plodnosti podle HFD .....	36
Tab. 3: Charakteristiky variability PATFR a TMAB v letech 1981, 1991, 1999, 2011 .....	44

## SEZNAM OBRÁZKŮ

Obr. 1:	Rozložení obyvatel po jednotlivých AS Španělska v roce 2011, v % .....	17
Obr. 2:	Úhrnná plodnost a průměrný věk matky při narození dítěte (v letech), Španělsko, 1950–2016 .....	22
Obr. 3:	Věkově specifické míry plodnosti, Španělsko, 1975–2015 .....	23
Obr. 4:	Rozložení žen podle parity, Španělsko, 1991, srovnání tří různých zdrojů dat ...	30
Obr. 5:	Rozložení nesvobodných žen podle parity, Španělsko, 1981 .....	31
Obr. 6:	Zobrazení kroků při transformaci cenzovních vah (šipky) a dat potřebných k výpočtu měř ve druhých hlavních souborech událostí .....	35
Obr. 7:	Schéma pro desagregaci tabulkových narozených podle pořadí a dokončené parity matek .....	42
Obr. 8:	Vzorce použité pro výpočet jednotlivých polí matice z obrázku 7 .....	43
Obr. 9:	Změny v pořadí autonomních společenství podle výše PATFR mezi jednotlivými roky, hodnoty PATFR vybraných regionů .....	46
Obr. 10:	Skupiny AS podle výše PATFR a TMAB pro první pořadí v jednotlivých letech .....	48
Obr. 11:	Skupiny AS podle výše PATFR a TMAB pro druhé pořadí v jednotlivých letech .....	49
Obr. 12:	Skupiny AS podle výše PATFR a TMAB pro třetí pořadí v jednotlivých letech .....	49
Obr. 13:	Pravděpodobnost zvětšování rodiny o dítě 2. pořadí v studovaných letech v AS .....	52
Obr. 14:	Pravděpodobnost zvětšování rodiny o dítě 3. pořadí v studovaných letech v AS .....	52
Obr. 15:	Pravděpodobnost zvětšování rodiny o dítě 4. pořadí v studovaných letech v AS .....	52
Obr. 16–17:	Pravděpodobnosti nesetrvání ve stavu bezdětnosti ve vybraných regionech Španělska, v letech 1981 a 1991 .....	54
Obr. 18–19:	Pravděpodobnosti nesetrvání ve stavu bezdětnosti ve vybraných regionech Španělska, v letech 1999 a 2011 .....	55
Obr. 20:	Pravděpodobnost celoživotního setrvání s počtem dětí jedna podle věku ve vybraných regionech a letech .....	56

Obr. 21:	Pravděpodobnost celoživotního setrvání s počtem dětí dva podle věku ve vybraných regionech a letech.....	56
Obr. 22:	Pravděpodobnost celoživotního setrvání s počtem dětí tři podle věku ve vybraných regionech a letech.....	57
Obr. 23–26:	Rozložení tabulkové populace podle parity v konci reprodukčního období v rocích 1981, 1991, 1999 a 2011 .....	58
Obr. 27:	Věk matky při narození dítěte prvního pořadí podle její dokončené parity .....	59
Obr. 28:	Věk matky při narození dítěte druhého pořadí podle její dokončené parity .....	59
Obr. 29:	Věk matky při narození dítěte třetího pořadí podle její dokončené parity.....	60

## Kapitola 1

### Úvod

Byť se propad intenzity plodnosti v 90. letech minulého století neodehrál pouze ve Španělsku, právě zde je tendence se nad tímto vývojem pozastavovat více než v jiných evropských zemích. Důvody lze hledat jednak ve skutečnosti, že Španělsko bylo a je jednou z nejlidnatějších zemí v Evropě (podle Eurostatu zde v roce 1970 žilo kolem 34 milionů obyvatel a do roku 2015 se jejich počet zvýšil na 46 milionů), jednak v historickém vývoji úrovně plodnosti, kdy do 70. let minulého století patřilo Španělsko v kontextu Evropy k zemím s nejvyšší intenzitou plodnosti (mezi lety 1960–1975 připadalo na jednu ženu v průměru 2,8–3,0 dětí), zatímco v roce 1995 se Španělsko zařadilo na chvost pomyslného žebříčku (1,16 dítěte na jednu ženu) (Cabré Pla, 2003). Tento strmý pokles, který se udál i v dalších evropských zemích (ne však z tak vysokých hodnot), se stal předmětem mnoha demografických studií. Kohler, Bilari a Ortega (2002a) užili termín „*lowest-low fertility*“ označující stav, kdy je intenzita plodnosti pod hodnotou 1,3 dětí na jednu ženu. Došli k závěru, že takto nízká intenzita se vyskytuje v souvislosti s častějším odkladem mateřství do vyšších věků a poklesem pravděpodobnosti přechodu žen do vyšších parit<sup>1</sup>.

Úhrnná plodnost (dále TFR) bývá v literatuře definovaná například jako průměrný počet dětí, které by žena měla, kdyby v každém věku svého reprodukčního období (nejčastěji 15–49 let) vykazovala míry plodnosti, jež se vyskytly týž rok, za který je ukazatel počítán (United Nations, 2019). Tato definice reflektuje důvod, proč ztrácí ukazatel TFR na své vypovídající hodnotě, když se výrazně mění charakter reprodukčního chování studovaných populací. Například při odkladu plodnosti do vyšších věků, se míry plodnosti dle věku ve fiktivní kohortě, kterou tvoří generace žen s různými ročníky narození, snižují, čímž mohou vznikat velké propady v úhrnné plodnosti. Ale zejména mladší ročníky týchž žen, které byly do výpočtu TFR zahrnuty, mohou odloženou plodnost v budoucnosti vykompenzovat. Tato možnost ovšem není transversálním ukazatelem plodnosti, tedy TFR, zohledněna.

Další limitací tohoto ukazatele je skutečnost, že stojí mimo jiné na hypotéze, že plodnost závisí pouze na aktuálních podmínkách, a tedy nebere v úvahu kolikrát, resp. zda žena v minulosti již porodila (Rallu a Toulemon, 1994). I proto se mnozí autoři pokouší nalézt vhodnou alternativu k TFR a analýzu za využití tabulek plodnosti lze považovat za možný i relevantní přístup.

---

<sup>1</sup> Parita značí počet živě narozených dětí ženě, například žena s paritou dva porodila dvě děti, s paritou nula neprodila žádné (PRB Glossary, 2020).

Nicméně Brass (1990) vyzdvihuje marnost snažení hledat náhradní ukazatele plodnosti, neboť užívání TFR je příliš komfortní, poněvadž konstrukce tohoto ukazatele nevyžaduje nadstandardní pestrost dat, navíc TFR umožňuje mezinárodní komparaci a lze ji lehce prezentovat i laické veřejnosti.

Podstatnost studia regionální diferenciace v demografii rozebírají Burcin s Kučerou (2000). Podle nich by studium regionální diferenciace nemělo spočívat jen v prostém popisu a identifikaci regionálních charakteristik, nýbrž i v rozproštění regionálních změn v čase, tedy v jakých regionech změny začaly dříve a v jakých později, eventuálně s jakým časovým odstupem. Zrovna Španělsko je pro studium regionální diferenciace vhodné, protože se jedná o vnitřně výrazně heterogenní územní celek. Heterogenita plyne ze značně různorodých geografických podmínek, jež jsou příčinou nejen klimatické rozmanitosti, ale i nedostatečně silně vyvinutých vazeb napříč státem. Podle Chalupy (2017) se tyto vazby historicky nevytvořily i proto, že hornatý terén ztěžoval výstavbu komunikací, povětšinou železnic během 2. pol. 19. stol. Dále Chalupa (2017) píše, že „*pocitově patří Španěle zejména do své vesnice, pak do regionu, méně do provincie či společenství, málo do Španělska a vůbec do Evropy*“ (Chalupa, 2017, str. 700–750). Vedle této tendence vymezovat se vůči sousedům, vyzdvihá otázku, zda se o Španělsku vůbec dá hovořit jako o existující jednotné zemi. Jedním ze záměrů této práce je tak zjistit, zda existuje územní heterogenita i v intenzitě a struktuře plodnosti. Však někteří zastánci tzv. teorie druhého demografického přechodu<sup>2</sup> tvrdí, že v zemích s nízkou intenzitou plodnosti rozdíly napříč regiony neexistují, a tudíž by studium regionální diferenciace plodnosti ve Španělsku pozbývalo smysl, neboť by ve všech regionech byly trendy ve vývoji plodnosti stejné (Cabré Pla, 2003, s. 8). Je však možné, že autorka měla na mysli spíše holý fakt, že plodnost klesla ve všech regionech Španělska bez výjimky a studium detailnějších charakteristik reprodukčních drah žen, nebo oněch regionálních změn v čase apod., o nichž píše Burcin s Kučerou (2000), nebylo předmětem jejího bádání.

Výše již byla zmíněna relevance alternativních ukazatelů plodnosti, ne však relevance transversálních tabulek plodnosti samotných. Pavlík et al. (1986, s. 296) píše, že „*uspořádanou sérii měř plodnosti podle věku a kumulativních měř plodnosti označujeme jako tabulku plodnosti*“. Tabulky plodnosti, konstruované podle metodiky Human Fertility Database (dále HFD), poskytují možnost dalece hlouběji vhlédnout do problematiky analýzy plodnosti. HFD (2019) uvádí, že transversální tabulky plodnosti skýtají širokou škálu ukazatelů, které dávají důsledný popis paritně specifických změn v časování a kvantitě plodnosti. Tabulky umožňují rozdělovat agregované trendy v plodnosti na složku věkovou a složku paritní. Jedním ze souhrnných ukazatelů je i sumární „*index plodnosti očištěný od vlivu paritní a věkové struktury*“ (Zeman, 2010, s. 28), který je u narozených prvního pořadí výrazně méně ovlivněn změnami v načasování porodu v porovnání s konvenční transversální TFR (HFD, 2019). Dále tabulky plodnosti poskytují prostor pro sledování posunů paritně specifických měř plodnosti, provádění detailní komparace napříč územními celky, identifikaci důležitých změn ve vývoji trendů a v neposlední řadě zkoumání reakcí žen nejen na změny socioekonomických podmínek na základě měř specifických podle parity.

<sup>2</sup> Teorie druhého demografického přechodu chápe pokles plodnosti v 90. letech jako důsledek změny v hodnotových orientacích lidí, vzniku nových možných forem partnerského soužití, jiných pohledů na reprodukční vzorce (Kocourková a Polesná, 2016).

Cílem práce je vypočtení transversálních tabulek plodnosti a následné využití této metody při analýze regionální diferenciac plodnosti ve Španělsku ve vybraných letech 1981, 1991, 1999 a 2011 na úrovni autonomních společenství (dále AS), která odpovídají evropskému vymezení NUTS 2. Důvod výběru uvedených let spočívá v nutnosti využití cenzovních dat při aplikaci metody. Rok 1999 sice cenzálním ve Španělsku nebyl, však jedná se o nejbližší období, za něž lze získat data o ženách podle parity a nahradit tak cenzální rok 2001. Součástí cenzu 2001 totiž nebyla otázka, jíž by se zjišťovala celoživotní plodnost žen.

Ačkoli je cíl z části zaměřen i na aplikaci metody na konkrétní územní celky, teoretická část se týká zejména faktorů, které se pojí s trendy vývoje plodnosti ve Španělsku komplexně, a popisu oněch trendů rovněž na celostátní úrovni. Důvody, proč se teoretická část práce nezaměřuje výhradně na rozdíly napříč územními celky Španělska, jsou následující: determinanty plodnosti nejsou stěžejním tématem této práce a stručný rozbor odlišností jejich vlivu mezi všemi AS je nad její rámec. Dalším důvodem je fakt, že trend poklesu plodnosti vyjádřený TFR byl ve všech AS prakticky tentýž (Bussler, 2016), tudíž samotný rozbor regionální diferenciac je proveden až na základě ukazatelů, jenž jsou spočítané metodami blíže popsány v kapitole 4.

## Kapitola 2

### Teoretické aspekty vývoje plodnosti ve Španělsku

V této části práce je nejprve přiblížen kulturněhistorický kontext, do něhož je zasazena problematika vývoje plodnosti zejména v celostátním měřítku. Ta je zprvu diskutována v souvislosti s determinantami tohoto procesu, dále jsou popsány proměny základních ukazatelů vypovídajících o úrovni plodnosti ve Španělsku od 70. let 20. století. Předkládaná práce se sice zaměřuje na roky 1981, 1991, 1999 a 2011, nicméně v literatuře se trendy plodnosti nejčastěji diskutují od zlomového roku 1975. Právě v tomto roce totiž skončila „Francova diktatura“ (viz dále), což umožnilo počátek transformace státu. Navíc se začali oficiálně evidovat narození podle pořadí. Transversální tabulky plodnosti není možné počítat od téhož roku, poněvadž data o rozložení žen podle parity, s nimiž je při konstrukci tohoto typu tabulek nutno pracovat, byla prvně evidována až při censu 1981.

#### 2.1 Kulturněhistorický kontext

Francisco Franco Bahamonde zemřel v roce 1975 po téměř 36 letech, během nichž stál jako diktátor v čele Španělska. V počátku to byli paradoxně lidé z jeho nejbližšího kruhu, kteří se chopili transformace státu směrem k demokracii. Chalupa (2017) píše, že změny probíhaly „odshora“ nikoli od lidu, který se „za dobu Francovy nadvlády naučil pasivně“ (Chalupa, 2017, s. 577). Tak či onak, za sedm let se Španělsko stalo právním státem s moderní efektivní ústavou zaručující základní lidská práva a již v roce 1986 vstoupilo do Evropského společenství, dnešní Evropské unie. Tato doba je ve Španělsku spjata s rapidní ekonomickou prosperitou, podle Světové banky (2019) sahal meziroční růst HDP dokonce k pěti procentům.

Stále větší přibližování španělské ekonomiky západním vzorům však neznamenal, že se země nepotýkala s žádnými problémy. Potýkala, dokonce stále s většími. Byť byl ekonomický systém modernizován, měl řadu nedostatků, například rostoucí nezaměstnanost, inflaci, přetrvávající baskický terorismus a katalánský nacionalismus narušující křehkou rovnováhu jednoty Španělska, rostoucí zadluženost státu (podle Instituto Nacional de Estadística v roce 1988 činil státní dluh 40 % HDP, v roce 1996 již 65 %), nebo další strukturální nedostatky hospodářství, jako třeba opouštění od tradičních průmyslových odvětví (loďářství, metalurgie, obuvnictví) a reorientace na jiná (telekomunikace), což na jedné straně produkovalo nezaměstnané a na straně druhé vznikala poptávka po kvalifikovaných pracovnících, které však bylo potřeba nejprve vzdělat (Ubieto Arteta, 2007, s. 757–782).

Právě proto vláda vedle zdravotnictví a penzijního systému mnoho investovala i do školství. V roce 1990 vešla v platnost novela školského zákona, tzv. zákon LOGSE (Olivares et al., 2017), podle něhož měla nyní povinná školní docházka trvat až do 16 let. Taktéž se změny dotkly i vysokoškolského vzdělávání. Zatímco v roce 1985 nastoupilo na vysoké školy 20 % mladistvých mezi věkem 18 a 23 let, v roce 2005 tak činilo již 45 % (OECD & Spain Ministry of Education and Science, 2008). Následně nárůst podílu osob, kteří se v uvedeném věku zapsali do vysokoškolského studia, podle OECD (2011) stagnoval, i protože rostla atraktivita jiných typů terciárního vzdělávání, či protože docházelo ke zlepšení ekonomické situace, které s sebou přineslo vznik nových pracovních příležitostí. Nicméně i kolem roku 2010 patřilo Španělsko podle Eurostatu k zemím s nejvyšším podílem vysokoškolsky vzdělaných mužů a především žen (22 %, resp. 30 %).

Zvlášť proměna role žen bývá v souvislosti s trendy plodnosti často diskutována. Po celou dobu frankismu byla ve Španělsku představa ideální rodiny totožná s modelem tradiční rodiny, v níž je role muže vydělávat na živobytí („*man breadwinner*“) a role ženy je pečovat o domácnost („*woman housekeeper*“) (Brodmann et al., 2007, s. 599–607) a vychovávat potomky, tudíž defacto existenčně záviset na svém muži. Avšak s nástupem změn v ekonomice začalo být společensky akceptovatelné, či dokonce i žádané, aby ženy na pracovním trhu participovaly. Účast žen na pracovním trhu ve Španělsku se z 30 % v roce 1990 zvedla přes 50 % v roce 2018 (The Global Economy, 2019). V jiných zemích, například Česku, jakožto postsocialistické zemi, byla zaměstnanost žen již před rokem 1990 vysoká právě kvůli tamnímu režimu, jenž k práci zavazoval<sup>3</sup>.

Prioritou pro vládu během 80.–90. let tedy bylo investovat do všech výše zmíněných sfér. Společenský požadavek pro vznik efektivní rodinné politiky nerezonoval společností natolik, aby byl autoritami řešen. Už za Franca sice existovala rodinná politika, která, ačkoli s jeho smrtí neskončila, nebyla již kompatibilní s fungováním modernizovaného státu, navíc byla zaměřená spíše na eliminaci chudoby než vyloženě na zvyšování plodnosti (Meil, 2006, s. 359–380). Podpora rodin tudíž nebyla v této době tak atraktivním politickým tématem, což právě mohlo plodnost poznamenávat.

Dalším neopomenutelným rysem novodobé transformace Španělska byly jeho problémy plynoucí z neutichajících separačních tendencí některých regionů. Po smrti diktátora to nebyli jen Baskové, kdo volal po autonomii, ale i Katalánci, Astuřané nebo Galicijci. Chalupa (2017) uvádí, že jedinými územními celky, které nepožadovaly alespoň částečnou autonomii, byly obě Kastilie. I proto byla v roce 1978 zřízena autonomní společenství, čímž jednotlivé územní celky nabyly jistých právních svobod plynoucích z decentralizace moci. V současné době je Španělsko tvořeno 19 autonomními společenstvími (obrázek 1), z nichž dvě se nenachází na Pyrenejském poloostrově, ani na ostrovech. Jedná se o španělské exklávy Mellilu a Ceutu, které leží při severním pobřeží afrického kontinentu.

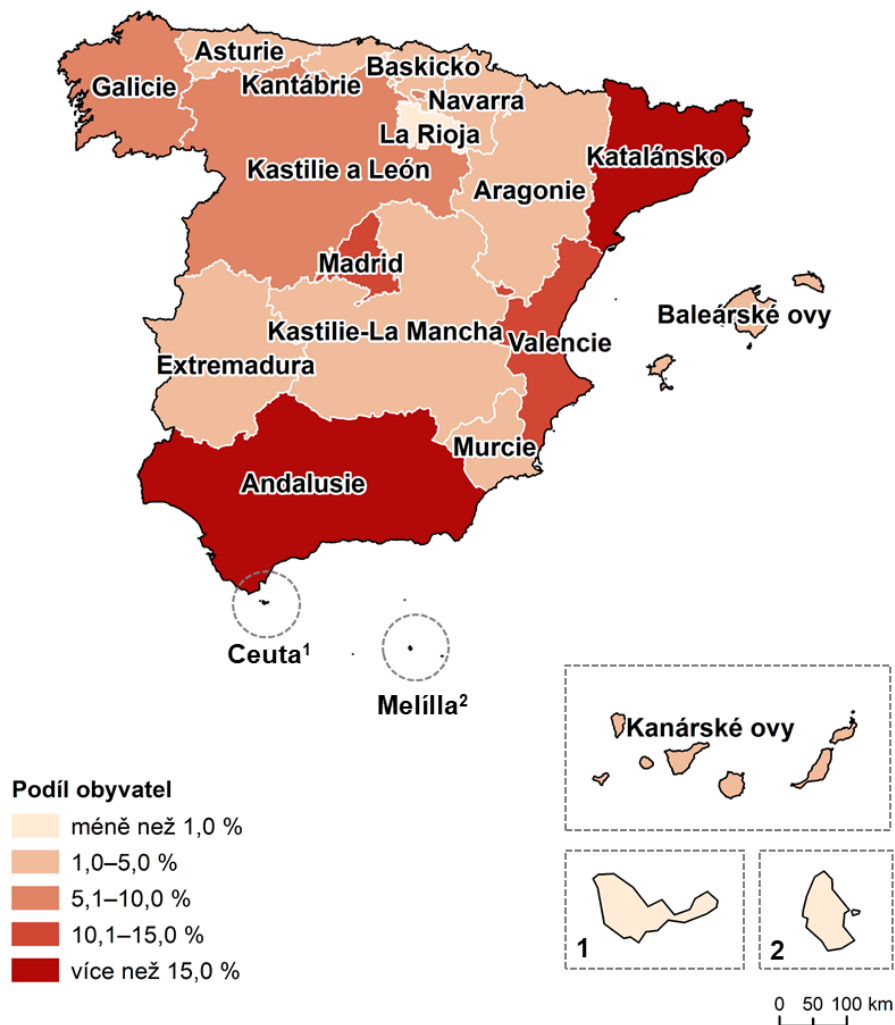
Obě exklávy mají asi 85 tis. obyvatel, jedná se tedy o AS s nejmenším počtem obyvatel, což je také příčinou, proč není analýza regionální diferenciac nad těmito územními celky provedena, jak bude zmiňováno i v dalších kapitolách textu.

<sup>3</sup> Přesněji řečeno v letech 1948–1989 v Česku nezaměstnanost jako taková neexistovala. Bytí bez práce bylo trestné (Svoboda a Nemeškal, 2015).



Rovněž nelze opomenout pro metodologickou část práce poměrně důležitý fakt, zejména při analýze regionální diferenciac. Tím je skutečnost, že hranice jednotlivých AS zůstaly po celou dobu jejich existence neměnné.

**Obr. 1: Rozložení obyvatel po jednotlivých AS Španělska v roce 2011, v %**



**Zdroj dat:** Eurostat, 2020; vlastní zpracování

**Pozn.:** ovy jako ostrovy

## 2.2 Faktory plodnosti

Plodnost může být, narozdíl od úmrtnosti, považována za proces, který je, alespoň ve vyspělém světě, do jisté míry ovlivnitelný lidským rozhodnutím a přáním. Novodobé trendy ve vývoji tohoto procesu ve Španělsku bývají tudíž vysvětlovány zejména v kontextu sociálních, ekonomických a kulturních determinantů, nikoli v kontextu medicínských inovací. Bongaarts rozdělil v roce 1978 faktory plodnosti na přímé (s bezprostředním vlivem na plodnost) a nepřímé (mající vliv na plodnost skrze přímé) (tabulka 1).

Pod přímými faktory, neboli prostřednickými proměnnými plodnosti, Bongaarts (1978) uvádí faktory expozice (podíl ženatých, vdaných), praktiky záměrné kontroly plodnosti (antikoncepce, umělé přerušování těhotenství) a přirozené faktory (laktční neplodnost, sterilita,

spontánní intrauterinní mortalita, individuální délka reprodukčního období). V současné době by k těmto faktorům mohly patřit ještě metody asistované reprodukce, avšak ty Bongaarts (1978) nezmiňuje, možná i kvůli faktu, že první dítě narozené díky těmto metodám pochází z téhož roku, kdy studii o faktorech plodnosti publikoval (Eamonn, 2005, s. 3). Přírozeným faktorem by mohl být i věk nebo obecněji osobní anamnéza žen (komorbidita, počet potratů, paritní charakteristiky), ale i mužů.

Nepřímé faktory jsou podle Bongaartse (1978) socioekonomické, kulturní a environmentální proměnné. Dále se autor tímto typem faktorů nezabývá, ale v souvislosti s plodností ve Španělsku vyplývají ze studií další nepřímé faktory nezařaditelné do výše jmenovaných, sice politické, a ty, jež by se daly pojmenovat například jako logické či racionální.

Becker (1960) pod socioekonomickými faktory plodnosti uvádí individualismus, osobní preference, „kvalitu dětí“, příjem, cenu dětí a naplnění očekávání rodičů. Slovní spojení „kvalita dětí“ označuje posun v hodnotách rodičů. V současné době preferují rodiče menší počet dětí, avšak kvalitnější život pro ně. Dříve, za času vyšší dětské úmrtnosti, se rodiče uchýlovali k vícero dětem bez zvažování limitace investic do každého z nich, bude-li jich více (Becker, 1960, s. 211). Na to se pojí i cena dětí, již se rozumí prostředky nutné vynaložit na jejich plnohodnotnou výchovu. Naplnění očekávání úzce souvisí s osobními preferencemi a je jím chápáno například zda rodiče chtěli dceru, ale narodil se jim syn apod.

K současným trendům plodnosti tím dílem přispěl příchod žen na pracovní trh a jejich účast na vyšším vzdělávání (D'Addio a d'Ercole, 2005), což jsou rovněž socioekonomické faktory. Pro ženy mající vlastní zdroj příjmů, již nemusí být hlavní prioritou vstupování do manželství, které vytváří mimo jiné i podmínky pro rození dětí. Vzdělanost žen hraje v úrovni plodnosti jednu z nejdůležitějších rolí, přičemž se nejedná jen o participaci na vzdělávacím procesu samotném, ale i o znalosti a povědomí o zdraví, které ženy onou participací nabývají (Lutz, 2010).

Neméně důležité jsou i kulturní faktory, pod něž lze řadit náboženství, zvyky, tradice, pojmání rolí muže a ženy, přikládání významu vdávání (resp. ženění).

Environmentálními faktory jsou bioklimatické, fyzikální, chemické i společenské charakteristiky prostředí, například celková prosperita státu, zdravotnictví, školství nebo dostupnost informací. Byť jsou politické faktory s environmentálními významově úzce spjaté, v současné době dokáží zasáhnout do procesu plodnosti tak silně, že by se mohly vytyčovat odděleně (Meil, 2006, s. 360–377). Kalibová (2006) však tvrdí, že účinky zásahu politiky do rodinného života nejsou z dlouhodobého hlediska udržitelné a mívají spíše krátkodobý efekt, nicméně podle Meila (2006) se na vývoji plodnosti ve Španělsku politická rozhodnutí podepisovala zřetelně.

Zcela poslední z řady faktorů plodnosti jsou ty, které nespádají do žádné výše jmenované kategorie, ani svým způsobem plodnost nedeterminují v pravém slova smyslu, ale podílí se na tom, jak se úroveň plodnosti, zachytitelná a vyložitelná pouze čísly, jeví. Jde o logickou racionalizaci trendů plodnosti v kontextu dalších demografických souvislostí. Tyto souvislosti se totiž odrážejí na statistikách, z nichž se počítají ukazatele, na jejichž základě lidé usuzují o úrovni plodnosti v tom kterém státě. Je tím myšlena např. robustnost ročníků a věková struktura populací vůbec, od čehož se odvíjí „dostupnost“ mladých svobodných žen, potenciálních rodiček. Zmínit lze i prodlužování naděje dožití při narození, které, děje-li se, je většinou kvůli rigidně nastaveným hranicím stáří spojováno s prodlužováním doby, kterou člověk prožije jako starý,

nikoli s prodloužováním doby, kterou člověk prožije jako mladý (Scommenga, 2019). Cabré Pla (2003) píše o nové podobě období lidského života, které označuje jako „*young adulthood*“ a charakterizuje jej jako dobu, kdy se člověk vzdělává a hledá své místo na pracovním trhu, nemá ještě zajištěnou existenci a není podporován státem, což znesnadňuje založení rodiny, navzdory tomu, že se již jedná o období, kdy je člověk fyzicky schopen reprodukce.

**Tab. 1: Vybrané faktory ovlivňující plodnost**

Přímé	Faktory expozice	Podíl ženatých, či vdaných
	Praktiky záměrné kontroly plodnosti	Antikoncepce Umělé přerušování těhotenství
	Přirozené faktory	Laktační neplodnost Sterilita Spontánní intrauterinní mortalita Individuální délka reprodukčního období
	Metody asistované reprodukce	
Nepřímé	Socioekonomické faktory	Osobní preference, individualismus Kvalita × kvantita potomstva Příjem Cena dětí Naplnění očekávání Nezaměstnanost Vzdělání
	Kulturní faktory	Náboženství Zvyky, akceptované formy soužití Pojímání role muže a ženy
	Environmentální faktory	Hospodářská situace Společenské klima Zdravotnictví Systém školství Dostupnost informací Klimatické, fyzikální, chemické faktory
	Politické faktory	Obecně „ <i>family policy</i> “
	Logické	Věková struktura Vývoj naděje dožití

**Zdroj:** Becker (1960), Bongaarts (1978), Cabré Pla (2003), Meil (2004), D'Addio a d'Ercole (2005), vlastní zpracování

Výše uvedené faktory přispívaly k vývoji plodnosti i ve Španělsku. V literatuře bývají diskutovány téměř všechny, záleží na tom, na které konkrétně se studie zrovna zaměřují. Obecně však vyplývají dva rozdílné pohledy na důvody, kvůli kterým došlo ve Španělsku od poloviny 70. let k velmi silnému propadu plodnosti.

Tento trend bývá vysvětlován buď v souvislosti s teorií tzv. druhého demografického přechodu, nebo lze na jeho vývoj nazírat jako na přirozený odraz historického dění během 20. a počátku 21. století, které šlo ruku v ruce se socioekonomickými změnami.

První zmiňovanou optikou jsou změny v reprodukčním chování viděny spíše jako důsledek změn v hodnotové orientaci a životních aspiracích lidí, zejména žen. Po smrti diktátora Franca v roce 1975 začal nenásilný přechod společnosti k demokratickým hodnotám. A právě tento razantní obrat od ryze autoritářského režimu, který trval již od roku 1939 a vyznačoval se orientací na tradiční církevní hodnoty (zákaz rozvodů, potratů, antikoncepce, naopak podpora mnohodětných rodin a žen v domácnosti, manželství jako jedinečná „instituce“ mající monopol na sex...), mohl být impulzem pro změny i v demografickém chování Španělů. Cílem Španělska se stalo směřování k západním demokraciím a pro dosažení tohoto cíle byla nutná implementace řady změn (Chalupa, 2017, s. 532–558). Mezi nimi i již zmíněná transformace ekonomiky, k čemuž byla potřeba nově kvalifikovaná pracovní síla, tudíž se vláda zaměřovala na podporu profesního života mladých mužů a nově i žen a usnadnění jejich seberealizace právě v profesní sféře. Tento okamžik Adsera (2006) popisuje jako možnou líheň individualistického myšlení, o jehož existenci se teorie druhého demografického přechodu opírá.

Jiní autoři explicitně nerámují faktory rapidního poklesu plodnosti do kontextu teorie druhého demografického přechodu, ani žádné další obecnější teorie, ale zaměřují se konkrétně na některé z výše zmíněných faktorů. Dochází ke zjištění, že prudký pokles plodnosti po konci Francova režimu se nestal zcela jednoznačně na bázi dobrovolné hodnotové reorientace a posunu v postojích k rodinnému životu blíže k západnímu, individualistickému způsobu myšlení. Ze syntézy oněch textů (viz dále) vyplývá, že mnohodětné rodiny nebyly nezakládány proto, že by mladí lidé vyloženě silně přeorientovali své hodnoty a aspirace, nýbrž proto, že v souhrě veškerých změn vznikly v systému mezery, které znesnadňovaly, ne-li téměř znemožňovaly, přechod do rodičovství týmiž vzorci, jako to dělali předci oněch lidí, kteří prožili své mládí zrovna v letech transformace.

Mezi mnohými sdílí tyto myšlenky i Delgado et al. (1992). Píše, že se pokles plodnosti ve Španělsku od 80. let stal zejména kvůli redukci v intenzitě rození dětí do vyššího než druhého pořadí. Zároveň byl asociován s růstem průměrného věku při vstupu do manželství, ale mimomanželsky narozených dětí bylo v té době méně než 10 % a do konce 90. let jejich podíl nepřesáhl ani 20 % (v Evropské unii se podle Eurostatu koncem 90. let mimomanželsky rodila asi třetina dětí). Navíc je Španělsko tradičně považováno za „*bastion katolicismu*“ (Adsera, 2006, s. 205) a i dnes se k tomuto vyznání hlásí asi 65 % obyvatel. Na základě těchto okolností, které indikují, že se Španělé stále ještě drželi tradičních představ o rodinném životě (tedy např. význam manželského svazku), dochází Delgado et al. (2006) ke zjištění, že naopak ještě k nijak výrazným hodnotovým změnám nedošlo, ale že v té době musely působit faktory, které plynuly právě z již zmíněných mezer v teprve formujícím se systému.

Mezery vidí Meil (2006) například v diskrepancích mezi nově vzniklými společenskými požadavky zejména na ženy a přetrvávajícími zastarávajícími politickohospodářskými strukturami. Po celou dobu Francovy diktatury existovala opatření mířená na podporu rodin s vícero dětmi a ženami v domácnosti (Meil, 2006, s. 359–380). Pravdou sice je, že opatření plnila spíše ideologickou funkci, neboť výše dávek nebyla valorizována v souladu s inflací,

tudíž postupem času ztrácela na významu, nicméně toto byla snadná cesta, jak Franco dával najevo podporu tradičnímu modelu rodiny. Po jeho smrti zůstávaly podmínky pro dosažení na státní příspěvky v oblasti rodinné politiky stejné, tedy mířené na onen model tradiční rodiny, ačkoli bylo očekáváno, že se ženy začnou začleňovat do pracovního trhu, čímž se rozumí rozvolnění tradičního modelu. Na pracovním trhu ale neexistovaly podmínky, které by byly stavěné například na odchod žen na mateřskou dovolenou. Zákon, který zakazoval propuštění žen ze zaměstnání z příčiny mateřství, vešel v platnost v roce 1999 (Meil, 2006, s. 374). Avšak Španělky stále čelí velkému množství nejistých pracovních míst nebo nedostatečnému přístupu k flexibilnějším částečným úvazkům (Brodmann et al., 2007, s. 607).

Z tohoto všeho podle Brodmannové et al. (2007, s. 608) vyplývá, že ženy „*mající silné kariérní ambice se mateřství pravděpodobněji zřeknou*“, vida všechny překážky plynoucí z pokulhávající rodinné politiky a systému obecně. Zároveň ale přetrvává orientace na konvenční normy, poněvadž například ze sociologických výzkumů (Delgado et al., 2008, s. 1088) plyne, že o druhém dítěti se ženy rozhodují zejména podle toho, jaké má jejich manžel (partner) finance, tudíž by muž mohl stále být viděn jako „*man breadwinner*“. Delgado et al. (2008) uvádí, že ačkoli 88 % dotázaných Španělů souhlasí s výrokem „*muž i žena by měli rovnocenně přispívat do domácnosti*“, tak 25 % dotázaných současně souhlasí i s výrokem „*úkolem muže je vydělávat peníze a úkolem ženy je starat se o domácnost*“. Např. ve Švédsku s druhým uvedeným výrokem souhlasí jen 8 % respondentů, jak uvádí Delgado et al. (2008). Že by tedy ve společnosti byly absolutně vymýceny tradiční postoje, není jednoznačné, a tedy uplatnění univerzální teorie druhého demografického přechodu v případě Španělska by se podle některých autorů mohlo jevit diskutabilním.

Delgado (2008, s. 1100) shrnuje, že „*španělská společnost nejvíce potřebuje nabytí povědomí o tom, že reprodukce je elementem sociální rovnováhy a měli by k ní přispívat všichni (úřady, zaměstnavatelé, jedinci). Všichni jsou zúčastněni a zátěž plynoucí z reprodukce by neměla být nesena jen rodinami a zejména ne pouze ženami, které se rozhodnou být matkami*“.

## 2.3 Základní popis vývoje plodnosti

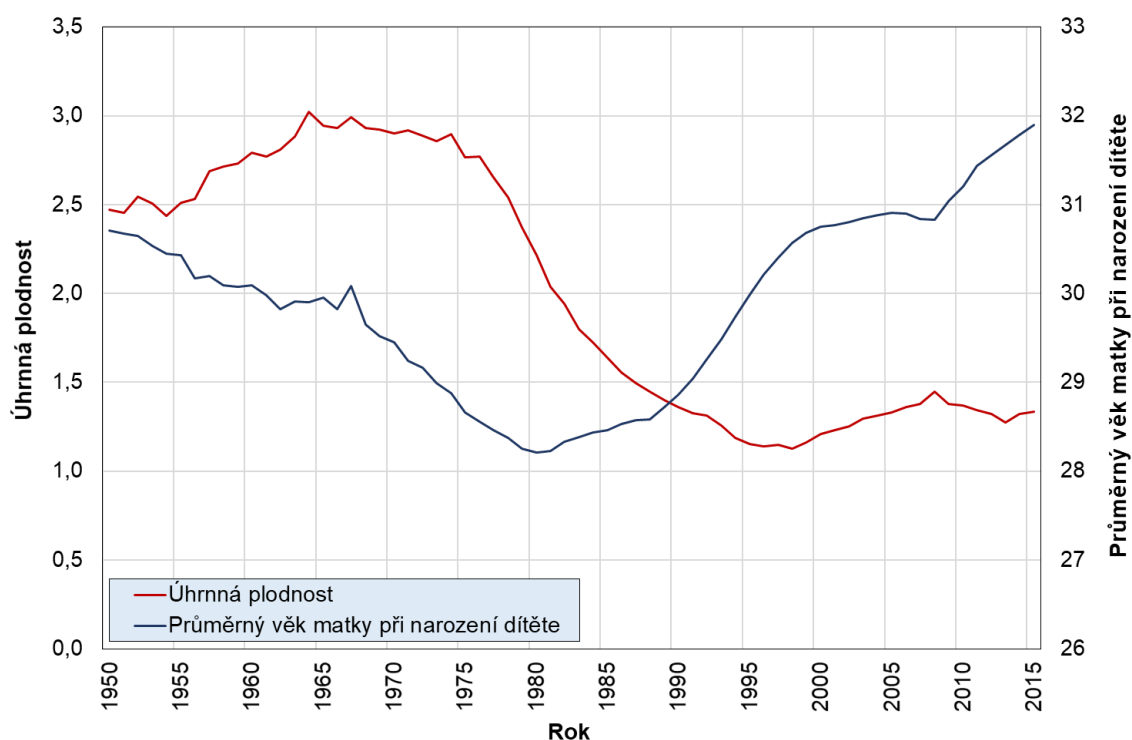
Španělsko a Itálie byly vůbec prvními zeměmi, jejichž TFR klesla pod úroveň 1,3 dětí na jednu ženu a na této hodnotě také od 90. let 20. stol. do začátku 21. stol. setrvala (Kohler a Ortega, 2002c). V průběhu 90. let se tentýž vývoj udál i v dalších zemích jižní, střední a východní Evropy. Proměny zaznamenaly vedle TFR i jiné ukazatele indikující situaci okolo plodnosti. Například průměrný věk matky při narození dítěte (dále MAB) přesahoval ve Španělsku až do 2. pol. 60. let hranici 30 let, potom zhruba od 70. let začal takřka synchronně s plodností klesat, načež se v 80. letech snížil těsně pod 28 let (obrázek 2). Vysoký MAB během první vymezené fáze byl dán vysokou plodností. Existovalo mnoho žen, které rodily i ve vyšším věku děti do vyššího pořadí, čímž průměrný věk nespecifikovaný pořadím narození dítěte, za celou populaci žen, vzrůstal.

Z obrázku 2 je rovněž patrné, že MAB klesal během 60.–80. let strměji, než klesala TFR, podle čehož lze dedukovat následující. Mezi lety 1965 a 1975 se plodnost stále držela na relativně vysoké úrovni, kdy dokonce v porovnání s obdobím předcházejícím roku 1965

TFR i mírně vzrostla. Zároveň ale již klesal MAB, tudíž se vlastně rodily i děti, které by se bývaly byly pravděpodobně narodily během následujících 80. let, kdyby se TFR nedržela na týchž hodnotách a MAB se rychle nesnižoval.

Po roce 1981, v němž MAB dosáhl absolutního minima, započal opět rychle vzrůstat k současným hodnotám mezi 31 a 32 lety. Zároveň pokračovala sestupná tendence TFR, a to až do druhé poloviny 90. let, kdy klesla dokonce na hodnoty blízké k hranici 1,1 dětí na jednu ženu. Posléze se opět se začátkem nového tisíciletí začala TFR zvyšovat, přesto se v současnosti ve Španělsku tento ukazatel drží stále na spíše nižších hodnotách v porovnání s ostatními státy Evropy (Eurostat GISCO, 2019).

**Obr. 2: Úhrnná plodnost a průměrný věk matky při narození dítěte (v letech), Španělsko, 1950–2016**



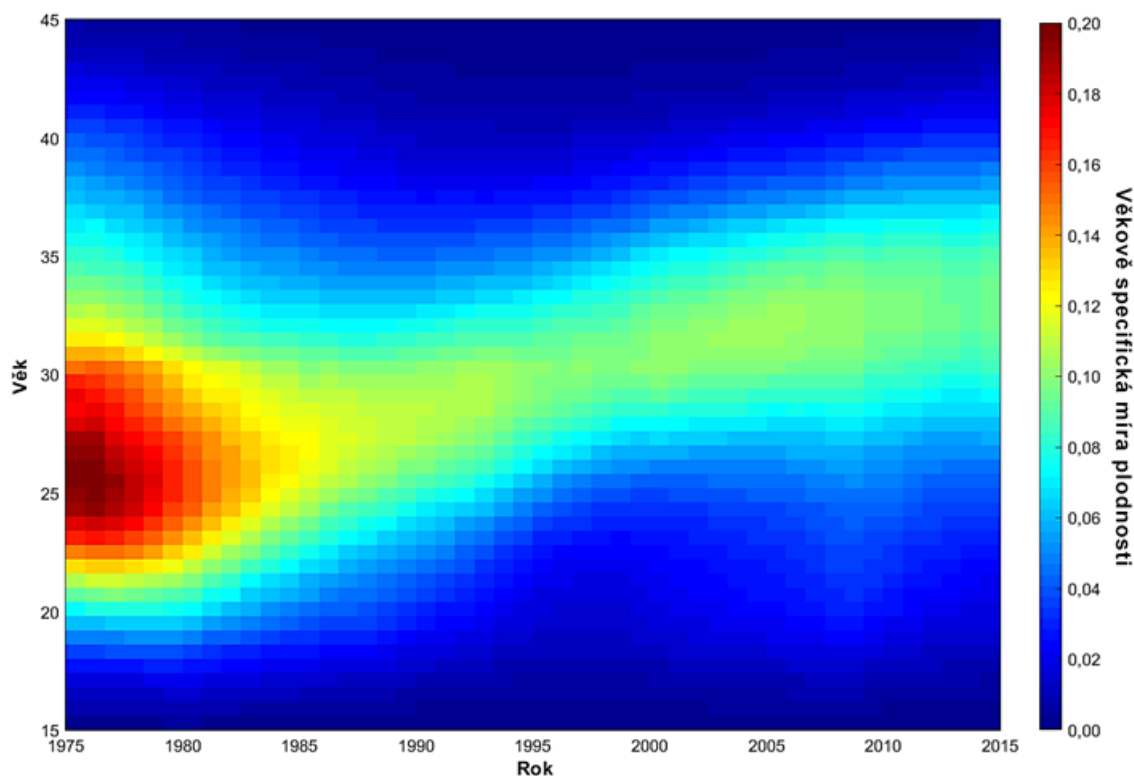
**Zdroj dat:** Human Fertility Database, vlastní zpracování

Úhrnná plodnost je ukazatel souhrnný, tudíž neodráží změny v intenzitách plodnosti v jednotlivých věkových kategoriích, i když právě skrze ně lze dobře rozumět posunům v průběhu a intenzitě procesu. Zatímco do roku 1980 bývalo podle dat HFD běžné, že se věkově specifické míry plodnosti<sup>4</sup> ve věcích s nejvyšší intenzitou (zhruba 24–29 let) pohybovaly nad hodnotou 0,15, po roce 1985 se to již nikdy, v žádném věku, ani kalendářním roku, nestalo (obrázek 3). Kdyby byly věkově specifické míry plodnosti ve všech věcích reprodukčního období žen (uvažujeme 15–44 let) rovny 0,15, byla by TFR 4,5 dětí na jednu ženu, tedy specifická míra 0,15 může být vnímána jako velmi vysoká.

<sup>4</sup> Věkově specifické míry plodnosti vyjadřují intenzitu plodnosti v určitém věku a počítají se tedy jako podíl živě narozených dětí ženám v určitém věku na počet žen, který odpovídá středu téhož věkového intervalu (tzv. střední stav).

Lze si rovněž povšimnout (obrázek 3), že mezi lety 1995 až 2000 se interval, kdy ženy rodí intenzivněji, zúžil v porovnání s lety předchozími i následnými. V období 2005 až 2010 se tento interval opět lehce rozšiřoval. V této době mírně posílila intenzita rození dětí před 25. rokem života ženy, ačkoli nejintenzivnější míry plodnosti byly stále koncentrovány zejména nad 30 lety. Tato skutečnost vysvětluje onen krátkodobý propad v MAB mezi lety 2005–2010 na obrázku 2. Krátkodobý propad tudíž není důsledkem výrazného snižování průměrného věku při rození dětí, ale toho, že se opět začalo rodit i v nižších věcích, tudíž se interval vyšších intenzit rození dětí roztáhl a průměrná hodnota tohoto intervalu se snížila.

**Obr. 3:** Věkově specifické míry plodnosti, Španělsko, 1975–2015



**Zdroj dat:** Human Fertility Database, vlastní zpracování

Na barevnou plochu na obrázku 3 může být nazíráno jako na Lexisův diagram. Rau et al. (2018) konstatuje, že kdyby v podobném objektu byly stejnou barvou vykresleny linie rovnoběžné s uhlopříčkou obrazce (podle Pavlík et al. 1986 „čáry života“), bylo by vhodné vývoj proměnné, v tomto případě věkově specifické intenzity plodnosti, pojímat spíše v longitudinálním pohledu. Vyplývalo by totiž, že se kohorty vyznačují nějakým svým charakteristickým průběhem proměnné, v tomto případě onou mírou plodnosti.

Náznamy generačních specifík jsou vidět i na obrázku 3. Kohorty, které vstoupily do reprodukčního období kolem roku 1980, jsou typické tím, že začaly odkládat plodnost do vyššího věku. Odkládat plodnost ovšem neznamena přestávat mít děti, nýbrž je nemít tehdy, když je to podle transversálního pohledu očekáváno. Tudíž kohortní pohled na TFR se zdá být ukazatelem stabilnějším (Hoorens et al., 2011), poněvadž v sobě nese i onu odloženou plodnost do vyššího věku. Ovšem s rostoucím věkem se fekundita žen (i mužů) snižuje (Leridon, 2010), tudíž je otázkou, do jaké míry může odložená plodnost kompenzovat snížení intenzity ve věcích, kdy mají ženy největší pravděpodobnost otěhotnět.

Bongaarts a Feeney (1998) dochází k závěru, že odklad plodnosti již v začátku reprodukčního období je těžké později vynahradit. Narození jedinci prvního pořadí sice nejsou odkladem tolik ovlivněni, ale u pořadí vyšších klesá pravděpodobnost jejich výskytu, takže výsledná míra je odkladem plodnosti nenávratně zasažena (Kohler a Ortega, 2002b, s. 91–144).

Konkretizují-li se ukazatele plodnosti i podle pořadí, lze vysledovat řadu dalších nuancí ve vývoji plodnosti. TFR, počítaná pouze pro děti narozené v prvním pořadí, se mezi lety 1975 a 1995 snížila o 40 %, TFR pro narozené do druhého pořadí se snížila o 47 %, kdežto TFR pro narozené do třetího pořadí se snížila dokonce o 80 %. Snížení ve vyšších než 3. pořadích bylo až 90% (Delgado, 2008, s. 1061). Z dat HFD vyplývá, že zatímco v roce 1975 se téměř 35 % dětí rodilo do 3. a vyššího pořadí, v roce 1995 to bylo již pouze 12 %. Od roku 1995 se TFR pro první pořadí začala mírně zvyšovat, úroveň ostatních pořadí zůstávala téměř neměnná, jen koncem první dekády 21. stol se stal mírný nárůst v TFR, nejlépe pozorovatelný u pořadí čtvrtého a vyššího. Tyto změny mohly být důsledkem zákona přijatého ve Španělsku v roce 2007, který zlepšoval podmínky pro ženy navrávší se z mateřské dovolené zpět do zaměstnání.

Průměrný věk matky při narození dítěte sledovaný i podle pořadí je v současné době velmi konvergentní napříč všemi pořadími. V roce 1975 byl MAB prvního pořadí zhruba 25 let a MAB pátého a vyššího pořadí činil necelých 36 let. V roce 2015 se MAB prvního pořadí pohyboval lehce nad 30 lety a ten pro páté a vyšší pořadí se prakticky nezměnil. Ale děti do vyššího než druhého pořadí se v současné době rodí dalece méně, což může být vysvětleno dvěma hypotézami. Sice, že ženy více než dvě děti nechťejí, nebo že ženy více než dvě děti nestihnou, právě kvůli tomu, že průměrný věk při narození prvního dítěte se v porovnání s rokem 1975 zvýšil o pět let. Otázkou se zabývají Kohler a Ortega (2002d) a aplikací pokročilejších metod analýzy dochází ke zjištění, že nejstěžejnější komponentou poklesu plodnosti je vůbec odklad vstupu žen do mateřství a s tím korespondující pětiletý vzrůst MAB prvního pořadí po roce 1975.

Na regionální úrovni je podle národních statistických úřadů evidentní, že pro dva středozemní státy, Španělsko i Itálii, jsou charakteristické existence hranic oddělujících na základě různých deskriptivních hodnot sever a jih. V případě plodnosti Španělska prochází tato hranice Madridem<sup>5</sup> a rozděluje stát na jih, kde je TFR obecně vyšší než na severu, jenž se vyznačuje hodnotami TFR nižšími než celostátní průměr (Duchene et al., 2004). Koncem 70. let docházelo ale v některých severních, silněji urbanizovaných oblastech Španělska k dočasnému nárůstu TFR. Delgado et al. (1992) připisuje tuto skutečnost vnitřní migraci. Efekt ale záhy vymizel a již od 80. let byla hranice v plodnosti mezi severem a jihem opět zřetelnější.

Od roku 1995 klesla TFR pod hranici „*lowest-low fertility*“, nebo se k této hranici úzce přiblížila, ve všech 19 autonomních společenstvích Španělska. Výjimku tvořila společenství Melilla a Ceuta. Zejména TFR Melilly dalece převyšovala ostatní AS, od roku 1975 se totiž stále pohybovala kolem hranice prosté reprodukce (zhruba 2,1 dětí na jednu ženu) a od roku 2007 dokonce vzrostla k hodnotě 2,5 dětí na ženu (INE, 2019).

<sup>5</sup> Dále v práci je často skloňováno slovní spojení „severojižní rozdělení“. Jako „jižní AS“ jsou myšlena: Andalusie, Murcie, Extremadura, Kastilie-La Mancha, Valencie. Jako severní AS jsou značena: Galicie, Asturie, Kantábie, Kastilie a León, La Rioja, Navarra, Baskicko, Aragonie, Katalánsko. Kanárské a Baleárské ostrovy jsou spíše jižní a Madrid je spíše severní. Za AS Melilla a Ceuta nebyly tabulky plodnosti spočteny a územní celky byly z analýzy i pro své velikostní odlišnosti vyloučeny.



Jak již psáno výše bylo, Melilla a Ceuta mají každá přibližně 85 000 obyvatel, tedy plodnost v těchto AS nemá na celostátní úroveň plodnosti velký vliv, poněvadž se v rámci 46 milionového Španělska jedná o malé statistické soubory. Toto je stěžejní důvod, proč plodnost v těchto dvou územních celcích není podrobena analýze v předkládané práci.

Na druhém konci spektra se nachází Katalánsko a Baskicko, jejichž úhrnné plodnosti klesly kolem roku 1990 dokonce pod jedno dítě na ženu a v posledních letech podle Eurostatu oscilují lehce nad touto hodnotou.

Reprodukční chování se odvíjí od mnoha faktorů (viz dříve). Existují domněnky, že tyto faktory působí v jednotlivých AS odlišným způsobem, což je zapříčiněno nejen nehomogenní skladbou obyvatelů AS (Bussler, 2016), ale i rozdílnými legislativami v oblasti rodinné politiky a pracovního práva. Esping-Andersen et al. (2013) například uvádí, že existují signifikantní rozdíly mezi regiony v úrovni zajišťování předškolní péče, což může mít vliv na diferenciaci plodnosti ve Španělsku.

Zatímco diskuse determinantů plodnosti jak na regionální, tak na celostátní úrovni jsou v literatuře relativně hojně zastoupeny, analýza vývoje plodnosti ve Španělsku na úrovni AS, neprováděná výhradně skrze ukazatele TFR a MAB, již tolik ne. I z tohoto důvodu je v rámci dalších kapitol této práce provedena podrobnější analýza plodnosti na regionální úrovni, a to za využití ukazatelů získaných konstrukcí transversálních tabulek plodnosti. Snahou je tabulky spočítat a následně zodpovědět otázky:

- Jaká existují úskalí v procesu konstrukce transversálních tabulek plodnosti a jaké ukazatele se s metodou mohou pojit?
- Co lze zjistit o situaci okolo plodnosti v AS Španělska v rocích 1981, 1991, 1999 a 2011 na základě ukazatelů vypočtených z transversálních tabulek plodnosti?

## Kapitola 3

### Data

Odstavce obsažené v této kapitole jsou zaměřeny na problematiku zpracovávání vstupních dat. Nejprve je zavedena konkrétní podoba třídění vstupních dat potřebných pro výpočet měr plodnosti první kategorie, základního pilíře transverzálních tabulek plodnosti (dále TTP), a dalších dat vstupujících do výpočtů. Následně jsou zmíněny zdroje dat a shrnutí postupu při agregaci mikrodát, načež je přistoupeno k pokusům o kontrolu kvality vytvořených databází.

#### 3.1 Míra plodnosti první kategorie

Podle populace, k níž jsou vztahovány události, bývají rozlišovány míry první a druhé kategorie. První zmíněné, označované též jako podmíněné, či neredukované<sup>6</sup>, obvykle vyžadují specifikaci exponované populace podle více znaků než míry druhé kategorie, nazývané také nepodmíněné nebo redukované. V rovině plodnosti je pro oba druhy měr exponovanou populací míněn střední stav žen podle věku, avšak v mírách plodnosti první kategorie jsou ženy nadto rozlišovány i podle počtu již narozených dětí, tedy parity. Počty událostí, jež jsou vztahovány k exponovaným populacím, jsou pro obě kategorie měr plodnosti stejné, a to počty živě narozených v daném kalendářním roce podle věku matky a pořadí narození. Zavedením pořadí do měr obou druhů se z narození stává neopakovatelná událost. Kompozice měr první kategorie navíc není v nesouladu s faktem, že žena může porodit dítě jen do pořadí, které odpovídá jejímu paritnímu statusu, tudíž přítomnost parity ve jmenovateli znamená zohledňování skutečnosti, že riziku porodit dítě do pořadí  $i$  jsou vystaveny jen ženy s paritou  $i - 1$  (Jasilioniene et al., 2015, s. 50).

Funkce TTP se odvíjí od měr plodnosti první kategorie, pro jejichž konstrukci jsou nezbytná data roztržena takto:

- ${}_tN_x^{v,i}$  počet narozených, kde  $v$  značí živorodost,  $x$  věk matky při narození dítěte,  $i$  pořadí narození,  $t$  kalendářní rok
- ${}_{1.7,t}P_x^{p,\tilde{z}}$  počet osob, kde  $\tilde{z}$  značí pohlaví,  $x$  věk ženy v kalendářním roce  $t$ ,  $1.7.$  znamená odhad ke středu intervalu,  $p$  je počet živě narozených dětí ženě (parita)

<sup>6</sup> Míry jsou neredukované, protože s postupem k vyšším pořadím narození přestávají být události děleny počtem všech žen, ale jen těmi ženami, které dítě příslušného pořadí skutečně porodily. Těch je méně, tudíž výsledná míra je vyšší.

Protože data o ženách podle parity jsou nejen ve Španělsku známá pouze v době rozhodného okamžiku cenzu, musí být užita metoda pro odhad rozložení žen podle parity ke středu intervalu každého sledovaného roku. Díky znalosti tohoto rozložení mohou být dopočítávány exponované populace specifikované dle výše uvedených atributů. Do metody pro odhad vstupují data taková:

- $r, T, P_x^{p, \tilde{z}}$  počet osob, kde  $\tilde{z}$  značí pohlaví,  $x$  věk ženy v cenzovním roce  $T$ , v době rozhodného okamžiku  $r$ ,  $p$  parita ženy
- $c, N_x^{v, i}$  počet narozených, kde  $v$  značí živorodost,  $x$  věk matky při narození dítěte,  $i$  pořadí narození,  $t$  kalendářní rok,  $c$  rok narození matky
- $1.7., t, P_x^{p, \tilde{z}}$  počet osob, kde  $\tilde{z}$  značí pohlaví,  $x$  věk ženy v kalendářním roce  $t$ , 1.7. znamená odhad ke středu intervalu

Vzorce pro samotné výpočty jsou uvedeny v kapitole 4.

### 3.2 Zdroje dat a příprava databází

Analýza plodnosti v této práci je postavena na datech Instituto Nacional de Estadística (dále INE) a The Integrated Public Use Microdata Series (dále IPUMS). Citovány jsou i HFD a Eurostat, avšak data z těchto zdrojů slouží spíše pro kontrolu adekvátnosti prvních dvou zmíněných, než že by přímo vstupovala do výpočtů. Z INE pochází data o narozených a střední stavy žen, ale v letech 1981 a 1991 bez specifikace podle parity, neboť ta byla vzata z IPUMS.

Španělský statistický úřad INE publikuje jak již tabelovaná data o narozených, tak i soubory s mikrodaty, které obsahují zápisy o živě narozených v určitém kalendářním roce. U každé události jsou zaznamenávány mnohé proměnné, mezi nimi pořadí narození, věk matky, rok narození matky i její bydliště. Jednotlivé záznamy v syrových mikrodtech vznikají kódováním dat z hlášení o narozených, jež jsou při události povinně vyplňována a odesílána na INE. Hlášení je obligatorní u všech narozených na území Španělska, nikoli pouze u narozených Španělkám, avšak v databázi, jež byla z mikrod dat vytvořena pro potřebu této práce, osoby s trvalým bydlištěm mimo Španělsko chybí, protože za účelem provedení regionální diferenciace plodnosti byly události tříděny do AS právě na základě trvalého bydliště matky v těchto AS.

Mikrod data byla zpracována v programu MO Access za účelem rozložení údajů o narozených do elementárních souborů Lexisovy sítě, čehož sice není potřeba pro konstrukci měř plodnosti první kategorie (zde stačí třetí hlavní soubory a takto tříděná data by byla stažitelná z INE již v agregované podobě), ale figurují při odhadování rozložení žen podle parity ke středu věkových intervalů. Plodnost je sledována ve věku 15–44 let, přičemž v kategorii 15 let se nejedná o dívky 15 a méně leté a v kategorii 44 se nejedná o ženy 44 a víceleté. Opodstatnění vynechání narozených ve věcích mimo vymezený interval je dvojí. Jednak se zejména u narozených dívkám do 15 let objevovala častá nerealistická pořadí<sup>7</sup> a jednak protože automatizované zpracovávání dat probíhalo jen z části na základě logických algoritmů. V první řadě totiž agregace probíhala

<sup>7</sup> Moultrie et al. (2013) uvádí, že nerealistická pořadí vybočují z úzu, že od 12 let může žena porodit maximálně jednou za 18 měsíců, tudíž např. žena v přesném věku 20 let nemůže porodit dítě do vyššího než pátého pořadí (Moultrie et al., 2013, s. 30).

skrze makra, jejichž funkčnost byla podmíněna pravidelnými strukturami podsouborů, čehož by bylo bývalo nebylo dosaženo, kdyby do procesu vstupovaly záznamy i mimo vymezený věkový interval. Zejména v populačně menších AS mnohde totiž žádné narození v „extrémních“ věcích neproběhlo, tudíž takový podsoubor by obsahoval jiné (menší) počty řádků. To by neumožňovalo provádět žádanou úpravu, poněvadž povaha napsaného makra by nebyla schopna se s nepravidelnostmi vypořádat.

IPUMS je „projekt Populačního centra Minnesota a národních statistických agentur, zasvěcený sběru a distribuci cenzočních dat“ (Ruggles et al., 2015, s. 203). Z této platformy byla stažena cenzoční mikrodatabáze o ženách podle věku, počtu narozených dětí a rezidence z let 1981 a 1991. Data o paritě žen v dalších dvou sledovaných letech 1999 a 2011 byla vzata z INE. Analýza za rok 1999 je dělána na datech z výběrového šetření o plodnosti žen. Kdyby bývala byla v cenzu roku 2001 pokládána ženám otázka na počet dětí, byla by užita tato cenzoční data, neboť vzorek pro citované výběrové šetření 1999 čítal jen zhruba 7 700 žen (INE Fertility Survey Methodology, 1999), zatímco cenzoční data pokrývají dalece větší část populace. Při interpretaci výsledků za rok 1999 tedy nelze opomíjet skutečnost, že paritní rozložení v tomto roce může být zasaženo všemi možnými chybami, které se vážou na metodologie provádění výzkumů s designem výběrového šetření, byť i kvalitně provedeného.

Otázka na celoživotní plodnost se opět objevila při sčítání 2011, jenže tato data IPUMS neposkytuje, tudíž byla vzata z INE, které rovněž umožňuje stahování mikrodatabází z cenzů. Nabízí se otázka, proč tedy vůbec pracovat s daty z IPUMS. Práce s daty IPUMS má nejméně tři přednosti. V první řadě umožňuje hromadné stažení všech záznamů, dále dovoluje nestahovat všech 148 proměnných, nýbrž pouze ty v poli zájmu zpracovavatele, a v neposlední řadě jsou data již tříděna do AS, nikoli do provincií<sup>8</sup>. Při práci s cenzočními daty 2011 z INE (i při tvorbě databáze živě narozených) bylo potřeba nejprve jistými způsoby z provincií poskládat AS.

Jedním z řady nedostatků, jež práce obsahuje, je i problém týkající se dat o ženách dle parity za první sledovaný rok. Jím je 1981 právě kvůli tomu, že se jednalo o první rok, kdy se otázka na počet narozených dětí objevila, avšak pokládána byla jen vdaným ženám. Jako argument pro oprávněnost zobecňování dat týkajících se jen manželské plodnosti na všechny ženy by však mohla být zdůrazněna skutečnost, že v roce 1980 se podle Eurostatu mimo manželství rodilo ve Španělsku jen 3,8 % dětí. V letech 1960 až 1979 se jejich podíl pohyboval kolem 2 %. To ovšem nic nemění na faktu, že úhrnná sňatečnost<sup>9</sup> byla v roce 1980 asi 0,8 sňatků na jednu ženu a v předcházejících letech lehce přesahovala 0,9 sňatků na jednu ženu (INE, 2019), což znamená, že 10 % žen (tedy mezi nimi i ty, které by teoreticky mohly родit děti, ale i starší), na otázku o plodnosti v cenzu 1981 neodpovídalo. Vynechání svobodných žen se zjevně promítá i do relativního rozložení žen podle počtu dětí v roce 1981 (viz dále).

Cenzus ve Španělsku probíhá kombinací dat z registrů a výběrového šetření (reprezentativní vzorek činí 10 % obyvatel). S tím souvisí přítomnost vah v souborech s mikrodatabází z cenzů.

<sup>8</sup> Provincie jsou územní celky odpovídající evropskému vymezení NUTS3.

<sup>9</sup> Úhrnná sňatečnost je součet redukovaných měr sňatečnosti. Ty se vyjadřují jako „poměr sňatků svobodných ve věku  $x$  ke střednímu stavu celé populace ve věku  $x$ “ (Pavlik et al., 1986, s. 253). Zde je myšlen ukazatel vázající se na ženy.

Váhy kompenzují diskrepance mezi skladbou výběrů a skladbou dat z registrů obsahujících informace o všech lidech. IPUMS používá své váhy, jež znamenají množství lidí představujících jeden záznam v mikrodtech (IPUMS, Frequently asked questions, 2019). Při zpracovávání mikrod dat k opomenutí nutnosti implementace vah do procesu získávání agregovaných tabulek nedošlo.

### 3.3 Kontrola kvality dat

Data, nad nimiž analýzy probíhají, jsou produkty určitých procesů, do kterých vstupuje strana poskytující data a strana je zpracovávající, přičemž obě mohou, ale nemusí, být zdrojem nepřesností a chyb. I když zrovna nejsou, nemusí ukazatele postavené na těchto datech zcela exaktně vypovídat o skutečném stavu zkoumané problematiky, neboť konkrétně v oblasti analýzy regionální diferenciace hrají významnou roli velikosti statistických souborů. V menších subpopulacích mohou mít náhodné události výraznější dopad na výsledné hodnoty sledovaných ukazatelů než v populacích, jejichž početní velikost by neumožnila takové náhodné události se výrazněji projevit. Tudíž při pokusech o kontrolu kvality dat jsou zohledňovány oba typy nesrovnalostí ve vytvořených databázích.

Moultrie et al. (2013) uvádí, že jednou z možností, jak posuzovat kvalitu dat, je porovnávání vícero zdrojů, pokud existují. Vytvořená databáze živě narozených byla tedy složena do 3. hlavních souborů a srovnána s daty z Eurostatu, avšak až od roku 1990, poněvadž předchozí roky nejsou na regionální úrovni v této databázi dostupné. Data jsou shodná<sup>10</sup>, ovšem bez vztažení tvrzení na narozené podle pořadí rovněž z příčiny nemožnosti komparace s daty Eurostatu.

Případy, které nešlo konfrontovat se statistikami Eurostatu, byly porovnány s již agregovanými daty na INE – tam ve 3. hlavních souborech shoda existovala. Ačkoli statistiky INE prochází mnohými kontrolami správnosti dat a podléhají soudům odborníků (INE Quality guidelines, 2015), Devolder et al. (2018) vyzdvihá nutnost obezřetnosti při jejich používání. Nedostatky shrnuje následovně: podregistrace narozených v 80. letech (v Barceloně, Katalánsku) a chybné udávání pořadí narození mezi lety 1980 a 2010. Zároveň uvádí, že nepřesnosti vzniklé ve statistikách způsobily odchylky v hodnotách úhrnné plodnosti do 3 %. Míněna je ovšem státní úroveň, nikoli regionální, tudíž byly-li by chyby koncentrovány v určitých regionech, mohl by být regionální ukazatel TFR zasazen více.

Při analýze bude pracováno i s daty o narozených v druhých hlavních souborech událostí. Data tříděná podle ročníku narození matky Eurostat nenabízí, INE agregovaně ano, však teprve od roku 2001<sup>11</sup>. Tato data jsou shodná s daty ve vytvořené databázi, ovšem předchozí roky zůstávají bez kontroly. Jako argument pro povážení těchto dat za bezchybná nemůže posloužit ani tvrzení, že mezi 8,3 miliony záznamů o narozených v období 1981–2000 se nevyskytla jediná diskrepance mezi věkem, ročníkem narození matky a kalendářním rokem, poněvadž to může být spíše důsledkem odborných kontrol interní kompatibility dat na INE a případnými korekcemi.

<sup>10</sup> Pouze na úrovni regionů (statistiky za Španělsko inkorporují i narozené Španělkám v cizině, kdež součty všech regionů vychází nižší, poněvadž s touto skupinou narozených nepočítají) a pouze za vybrané věky, neboť interval plodnosti byl vymezen na 15–44.

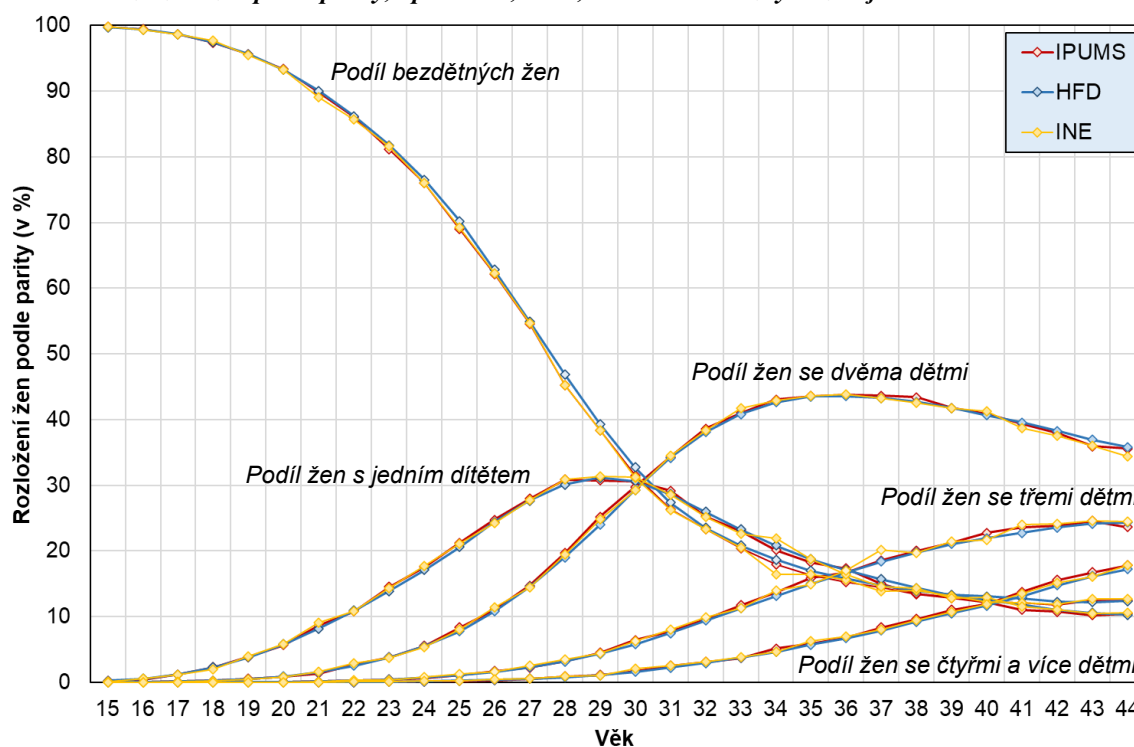
<sup>11</sup> V období 1996–2000 jsou sice stažitelná v agregované podobě, ale kohorty neodpovídají věku.

Devolder et al. (2018) uvádí, že v určitých letech užívá HFD pro odhady měr plodnosti ve druhých hlavních souborech událostí své metody, neboť se objevují nepravděpodobné nepravidelnosti ve věkově specifických mírách plodnosti.

UN (1983) a Moultrie et al. (2013) popisují celou paletu chyb, které se mohou vyskytnout v datech o paritách žen. Mohou pramenit již z nejasně formulovaných cenzovních otázek, nebo z pochybení při kódování odpovědí, kdy může udaný počet narozených 0 být kódován jako bezdětnost i jako nezodpovězení otázky. S tímto typem chyb jsou s to se vypořádávat různé metody, ale chyby způsobené lidským faktorem respondentek bývají obtížněji detekovatelné. Moultrie et al. (2013) do této kategorie řadí nehlášení živě narozených, ale již zemřelých dětí, dětí narozených mimo současné manželství, či dětí nežijících s matkou.

Na obrázku 4 je porovnání relativního rozložení žen podle parity v roce 1991 ve Španělsku vzaté z HFD, IPUMS a INE. Překryv křivek vypovídá o marginálních rozdílech napříč zdroji. Obdobná situace je i v roce 2011, jsou-li srovnávána data HFD a INE.

**Obr. 4: Rozložení žen podle parity, Španělsko, 1991, srovnání tří různých zdrojů dat**

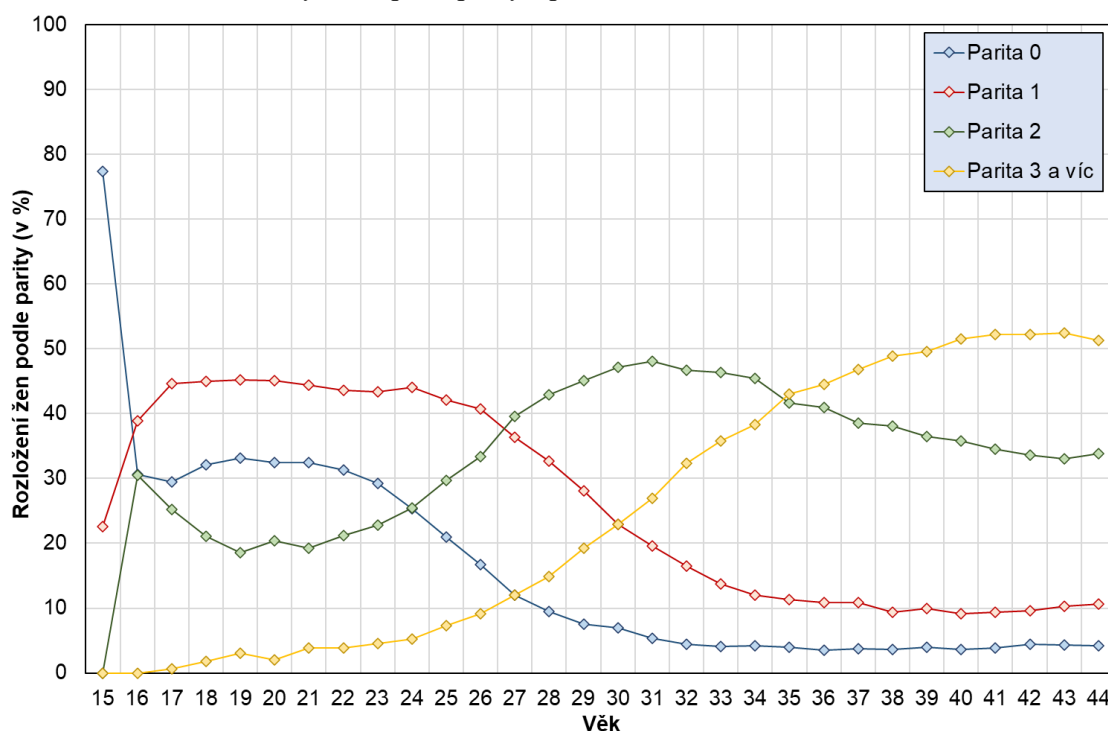


**Zdroj dat:** IPUMS, HFD, INE, vlastní zpracování

Rok 1981 HFD nezpracovává, poněvadž relativní rozložení žen podle parity je možné spočítat jen z údajů o ženách nesvobodných, což vnáší specifika do průběhu křivek (obrázek 5). Tato specifika vypovídají o tom, že v 80. letech zřejmě existovaly poněkud odlišné vzorce vstupování žen do manželství. Odraz těchto vzorců je nejzřetelnější v nejnižších věcích, neboť se jeví, že mezi dívkami ve věku 16 a 17 let bylo zastoupení žen s paritou nula méně časté, než tomu bylo mezi ženami až o pět let staršími, což vybočuje z úzu, že by bezdětnost v populaci měla s věkem klesat (UN, 2013). Z absolutních údajů o paritách žen je však zřejmé, že v nízkých věcích existoval malý počet vdанých žen. Ony mohly být vdány právě proto, že očekávaly narození dítěte, čímž se ocitly mezi respondentkami cenzu 1981, jimž otázka na počet dětí položena byla.

Podle obrázku 5 bezdětnost mírně narůstala kolem 18. roku, což mohlo být zapříčiněno přibývajícím počtem žen, které manželství uzavřely, aby mohly v blízkém budoucnu porodit dítě. Jednalo se tedy rovněž o ženy nesvobodné, ale možná s mírně odlišnou konstelací životních událostí. Křivky znázorňují relativní rozložení, tudíž součet podílů žen v určitých věcích a paritách musí být roven jedné (resp. 100 %), z čehož plyne, že uvedené domněnky by mohly platit i pro nelogicky vysoký podíl žen s paritou jedna a dva ve věcích na začátku reprodukčního období.

**Obr. 5: Rozložení nesvobodných žen podle parity, Španělsko, 1981**



**Zdroj dat:** IPUMS, vlastní zpracování

Je-li i přes všechny uvedené zádrhele přijat předpoklad o dostačující kvalitě dat, mohlo by být souzeno, že jich může být využito i na regionální úrovni. Ovšem zde lze narazit na problém zmíněný v úvodu podkapitoly, tedy na nepravidelnosti v průběhách křivek popisujících relativní rozložení žen podle parity, jež mohou mít původ v hlubší desagregaci studovaných populací. Tyto nedostatky mohou být řešeny prokládáním funkcí skrze známé body, či v žádané vzdálenosti od nich. Známými body jsou v tomto případě myšlena rozložení žen podle parity ve věcích 15, 16, 17,...,44. Užitou metodou při aproximaci byly polynomické funkce 5. stupně. Cílem prováděného bylo eliminovat ve věkových řadách výrazné výkyvy, které široce neladily ani s klouzavými průměry. Nezbytné provádět toto nutně bylo, protože bez podobných úprav by následné tabulkové ukazatele byly velice silně poznamenány, čímž by se zvyšovalo riziko výskytu zcestných interpretací.

Nabízí se samozřejmě otázka, na základě čeho bylo docházeno k závěru, že vyhlazená rozložení žen podle parity mohla do následných výpočtů tabulek plodnosti samotných vstupovat, aniž by s sebou přinášela další zkreslení.

Pro zhodnocení kvality nově vzniklých vyhlazených datových řad poskytuje program Matlab hned několik statistik. V první řadě se jedná o koeficient determinace  $R^2$ , který vyjadřuje „*poměr vysvětlené variability k celkové variabilitě*“ (Hendl, 2015, s. 281). Čím více se  $R^2$  přibližuje hodnotě jedna, tím více variability původních dat je model schopen vysvětlit. Matice zachycující hodnoty tohoto koeficientu v jednotlivých AS v letech 1981, 1991 a 2011 neobsahovala žádné pole s hodnotou nižší než 0,98, resp. 98 %, poněvadž konvenčně je  $R^2$  podle Hendla (2015) uváděn v procentech, avšak v outputu programu nikoli. V roce 1999, zejména kvůli výrazně nižšímu počtu respondentů průzkumu a tím pádem větším nepravidelnostem v rozložení žen podle parity, převyšoval  $R^2$  vždy aspoň 0,90.

Závěrem by bylo vhodné uvést, že i po proložení funkce a případném získání nových hodnot ve věcích 15, 16, 17,...,44 musely být aplikovány dodatečné úpravy. Konkrétně musela být dodržena podmínka 100% bezdětnosti v nejnižším věku (tudíž 0 % osob s paritou vyšší než 0), též se provedla náhrada záporných hodnot, vznikly-li, a také bylo snahou neporušit úzus monotónnosti funkce popisující bezdětnost (tedy jejího klesání na celém intervalu). Po všech dodatečných zásazích se provedla redistribuce, aby se součet všech rozložení v určitém věku rovnal právě jedna (resp. 100 %).



## Kapitola 4

### Metodologie

Tabulky života byly podle Schryocka a Swansona (1976) původně používány při analýzách úmrtnosti, záhy však začala být logika jejich konstrukce uplatňována i při studiu sňatečnosti, rozvodovosti, migrace, nemocnosti, pracovního života, plodnosti apod. Jejich neopomenutelnou předností je fakt, že umožňují porovnávání intenzit jevů v populacích bez ohledu na rozdíly ve věkových strukturách, zároveň ani nevyžadují aplikaci standardu a jsou uzpůsobeny i pro kohortní studie. Tyto, i mnohé další důvody (např. prostost interpretace tabulkových funkcí), mohly zapříčinit zakořenění této metody v demografii a následně její zdokonalování, například ve smyslu dělby faktorů způsobujících redukci v počáteční populaci nebo přidáváním tzv. přechodných stavů.

Swanson a Siegel (2004) rozlišují tabulky života na jednovýchodné a vícevýchodné. Typickým příkladem prvně zmíněné je konvenční úmrtnostní tabulka, jejíž všechny funkce se odvíjí od jediné sady pravděpodobností přechodu jedinců ze stavu „živ“ do stavu „mrtev“, bez možnosti návratu. Stav „mrtev“ může být diverzifikován například rozlišováním příčin úmrtí, čímž vznikne více tzv. pohlcujících stavů (těch, z nichž již není cesty zpět), což je rysem právě vícevýchodných tabulek (Carey, 1989, s. 131).

Jako zvláštní případ vícevýchodných tabulek života uvádí Swanson a Siegel (2004) inkrementně dekrementní tabulky. Ty již neobsahují pouze pohlcující stavy, nýbrž i stavy přechodné, do nichž jedinec může vstoupit i z nich vystoupit. Příkladem tohoto typu je i věkově a paritně specifická tabulka plodnosti<sup>12</sup>, „v níž jsou jednotlivé stavy definovány stávající paritou žen“ (Jasilioniene et al., 2009a, s. 46). Tabulky jsou podle Jasilioniene et al. (2009a) konstruovány použitím „vícestavové metody“<sup>13</sup>. Někteří autoři, například Willekens (1980), užívají termíny „inkrementně dekrementní tabulka života“ a „vícestavová metoda“ jako synonyma. Oproti tomu Swanson a Siegel (2004) uvedené termíny rozlišují. Píší, že vícestavové modely si dokáží poradit i s opětovným vstupováním do téhož stavu (neplatí podmínka unimodality křivek popisujících vstupy), z čehož plyne, že v takto označovaných modelech nedochází k exponenciálnímu nárůstu stavů, když jsou sledovány větší počty různosměrných tranzic. Tato skutečnost ale není pro paritně specifické tabulky plodnosti směrodatná, poněvadž se jedná o modely jednoduché, neboť přechod mezi jednotlivými stavy může být vždy jen jednosměrný a hierarchický.

<sup>12</sup> Přeloženo z „age and parity-specific fertility table“ (Jasilioniene et al., 2009a).

<sup>13</sup> Přeloženo z „multi-state life table method“ (Jasilioniene et al., 2009a).

Jasilioniene et al. (2009b) shrnuje předpoklady, na nichž paritně specifické tabulky stojí, do následujících bodů:

- Narození dítěte je opakovatelná událost, ale každá žena může mít nanejvýš jedno dítě do každého pořadí.
- Jediná uvažovaná cesta, jak opustit paritní stav, je porození dítěte (emigrace, smrt, či jiné výstupy nejsou uvažovány, resp. nejsou uvažovány rozdíly v těchto ohledech mezi ženami podle počtu porozených dětí).
- Přejít mezi stavy je jednosměrný a vždy pouze o právě jeden stav výše.
- Vícečetné porody jsou brány jako oddělené.
- Tabulky pro první porody jsou dekrementní, pro další jsou inkrementně dekrementní.
- Tabulky pro čtvrté pořadí narození (paritu tři) jsou inkrementní a všechny děti narozené do vyššího pořadí se započítávají sem<sup>14</sup>.
- Funkce se odvíjí od věkové a paritně specifických měr plodnosti.

Následující část kapitoly je věnována zprvu postupu při rozdělení žen na subpopulace podle parity, načež je citována metodologie HFD pro konstrukci TTP a dále jsou uvedeny ukazatele, jež jsou odvozené z těchto tabulek a na jejichž základě se v následujících kapitolách provádí regionální diferenciace.

#### 4.1 Odhad počtu žen podle parity

Data o ženách podle věku a počtu porozených dětí bývají aktuální pouze v době rozhodného okamžiku cenzu nebo sběru dat při výběrových šetřeních. Pro konstrukci neredukovaných měr plodnosti je nutné aplikovat na tato data metodu, která způsobí přepočítání ke středu roku, během něhož se census (resp. v případě roku 1999 výběrové šetření) stal.

Před samotným zahájením výpočtu jsou absolutní počty žen podle parity převedeny na relativní, pro něž HFD používá označení „populační váhy“ nebo „cenzovní váhy“. Následují úpravy, jejichž cílem je přepočítání těchto vah z věku v dokončených letech na věk dosažený, k čemuž je používán vzorec:

$$w_i(y, T') = (1 - Z) \times w_i(x - 1, T') + Z \times w_i(x, T')$$

$w_i(y, T')$  je podíl žen s paritou  $i$ , v dosaženém věku  $y$ , k rozhodnému okamžiku  $T'$ .

$Z$  je počet dnů, které uplynou od 1.1. cenzovního roku do rozhodného okamžiku cenzu, vydělený celkovým počtem dní v tomtéž roce.

$w_i(x, T')$  je podíl žen s paritou  $i$ , v dokončeném věku  $x$ , k rozhodnému okamžiku  $T'$ .

**Zdroj:** Methods Protocol for the HFD, 2009

V prvním kroku se získané váhy přepočítávají k 1. 1. cenzovního roku. Za tímto účelem musí být spočítány věkově specifické míry plodnosti podle pořadí ve druhých hlavních souborech událostí (obrázek 6), značené  $f_i(y, t)$ .

<sup>14</sup> V citovaném dokumentu i TTP HFD se plodnost sleduje až do pátého pořadí narození (resp. parity čtyři), ale v práci je nejvyšší možné pořadí stanovené právě jen na čtvrté (resp. parita tři).

Načež lze na data aplikovat vzorce vztahující se k prvnímu kroku:

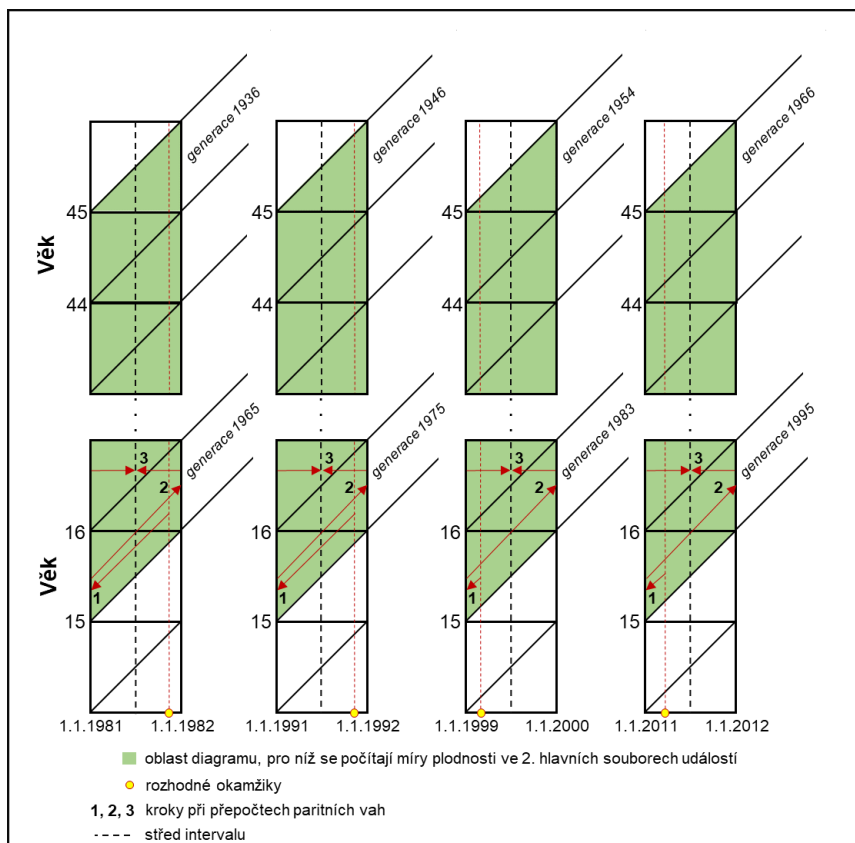
$$w_0(y, T) = w_0(y, T') + f_1(y, t) \times Z$$

$$w_i(y, T) = w_i(y, T') - f_i(y, t) \times Z + f_{i+1}(y, t) \times Z; \text{ kde } i = 1, 2$$

$$w_{3+}(y, T) = w_{3+}(y, T') - f_3(y, t) \times Z$$

**Zdroj:** Methods Protocol for the HFD, 2009

**Obr. 6:** Zobrazení kroků při transformaci cenzočních vah (šipky) a dat potřebných k výpočtu měr ve druhých hlavních souborech událostí



**Zdroj:** vlastní zpracování

Následně se je ujištěno, že v minimálním věku jsou všechny ženy bezdětné ( $w_0(15, T) = 1$ ). Právě předpoklad, že vždy s jistotou víme, jaké rozložení existuje v nejnižším věku, všechny operace značně zjednodušuje, neboť není potřeba zvažovat žádné okolnosti, které by mohly ona rozložení v nejnižším věku ovlivňovat, takže nevzniká riziko kumulace chyb.

I proto může být dále, ve druhém kroku, přistoupeno k odhadu vah k 1. 1. následujícího roku, aby mohl být později, ve třetím kroku, spočten aritmetický průměr těchto vah reprezentující střední stav. Užívány jsou vzorce tyto:

$$w_0(y + 1, T + 1) = w_0(y, T) - f_1(y, t)$$

$$w_i(y + 1, T + 1) = w_i(y, T) + f_i(y, t) - f_{i+1}(y, t); \text{ kde } i = 1, 2$$

$$w_{3+}(y + 1, T + 1) = w_{3+}(y, T) + f_3(y, t)$$

**Zdroj:** Methods Protocol for the HFD, 2009

Potom mohou přijít na řadu drobné adjustace, jejichž smyslem může být například nahrazení záporných hodnot nulou a redistribuce, aby součet vah v tomtéž věku byl roven právě jedna. Posléze je odhadnut střední stav již zmíněným spočtením aritmetického průměru mezi co do věku odpovídajícími si váhami v toce  $T$  a  $T+1$ .

Dále jsou váhy vynásobeny středním stavem žen v daném kalendářním roce, čímž jsou ženy rozřazeny do čtyř kategorií podle počtu porozených dětí. Závěrem Jasilioniene et al. (2009a) dodává, že objevuje-li se v nějakém věku počet žen nižší, nebo roven pěti, je tento údaj nahrazen hodnotou nula za účelem vyvarování se výrazných fluktuací v mírách.

## 4.2 Konstrukce transversálních tabulek plodnosti

Jednotlivé funkce TTP jsou analogiemi funkcí klasických úmrtnostních tabulek, avšak z těch, které se vztahují k přesnému věku (tabulkový počet dožívajících se přesného věku, tabulková populace v přesném věku  $x$  a více, naděje dožití v přesném věku  $x$ ), je uváděna jen jediná, sice tabulková populace žen s paritou  $i$  přesném věku  $x$ . Definice funkcí a jejich značení jsou podle metodologického protokolu HFD následující:

**Tab. 2: Funkce a značení v transversálních tabulkách plodnosti podle HFD**

$w_i(x)$	relativní rozložení populace žen podle parity (populační váhy): $\sum_i w_i(x) = 1$
$E_i(x)$	exponovaná populace žen <sup>15</sup> podle parity: $E_i(x) = w_i(x) \times E(x)$
$m_i(x)$	podmíněné věkově specifické míry plodnosti ve věkovém intervalu $[x, x+1)$
$q_i(x)$	pravděpodobnost mít $i$ -té porození ve věkovém intervalu $[x, x+1)$
$l_i(x)$	tabulková populace s paritou $i$ ve věku $x$
$b_i(x)$	tabulkový počet narozených pořadí $i$ ve věkovém intervalu $[x, x+1)$
$L_i(x)$	tabulkový počet žen s paritou $i$ ve věkovém intervalu $[x, x+1)$
$Sb_i(x)$	kumulativní (ve vztahu k věku) počet narozených pořadí $i$ při přesném věku $x$

**Zdroj:** Methods Protocol for the HFD, 2009

Jako funkce je v protokolu HFD uváděno i  $a(x)$ , což je „průměrná doba strávená v paritě  $i$  ve věkovém intervalu  $[x, x+1)$  ženou, která pokročí k paritě  $i$  během tohoto věkového intervalu“ (Jasilioniene et al. 2009a, s. 56). Jinými slovy, když by například v intervalu  $[24, 25)$  porodily děti do  $i$ -tého pořadí ryze hypoteticky právě dvě ženy, jedna ve věku 24,2 a druhá ve věku 24,9, byla by hodnota  $a(24)$  rovna  $(0,2+0,9)/2$ , neboli 0,55. Pro zjednodušení je přijímán předpoklad, že neexistuje žádný výrazný sezónní profil rození dětí v žádném věku a  $a(x)$  je tudíž konstantou rovnou 0,5.

Funkce uvedené v tabulce 2 jsou počítány pro každý stav, resp. paritu. Celkem tedy jedna transversální tabulka plodnosti obsahuje 32 sloupců včetně středního stavu žen a paritních vah, však bez sloupce s věkem a se skutečným počtem narozených (viz příloha).

<sup>15</sup> Přeloženo z „Female population exposure by parity“ (Jasilioniene et al. 2009a).

Tabulkové funkce vázající se k témuž stavu ale nejsou indexovány stejnými čísly, poněvadž některé se vztahují k ženám, jiné k narozeným. Platí, že sloupce „patřící k sobě“, jsou značeny  $w_i(x)$ ,  $E_i(x)$ ,  $m_{i+1}(x)$ ,  $q_{i+1}(x)$ ,  $l_i(x)$ ,  $b_{i+1}(x)$ ,  $L_i(x)$ , a  $Sb_{i+1}(x)$ .

Dále jsou v metodologickém protokolu HFD uváděny vzorce, jimiž se tabulkové funkce dopočítávají:

$$m_i(x) = \frac{B_i(x)}{E_{i-1}(x)}$$

$$q_i(x) = \frac{m_i(x)}{1 + [1 - a(x)] \times m_i(x)}$$

$$l_0(x_{min}) = 10\,000$$

$$l_i(x_{min}) = 0; kde i = 1, 2, 3$$

$$l_i(x) = l_i(x-1) \times [1 - q_{i+1}(x-1)]; kde i = 0$$

$$l_i(x) = l_i(x-1) - b_{i+1}(x-1) + L_{i-1}(x-1) \times m_i(x-1); kde i = 1, 2$$

$$l_{i+}(x) = l_{i+}(x-1) + L_{i-1}(x-1) \times m_i(x-1); kde i = 3$$

$$b_i(x) = L_{i-1}(x) \times m_i(x)$$

$$L_i(x) = l_i(x) - l_i(x) \times q_{i+1}(x) \times [1 - a(x)]; kde i = 0$$

$$L_i(x) = l_i(x) + l_{i-1}(x) \times q_i(x) \times [1 - a(x)] - l_i(x) \times q_{i+1}(x) \times [1 - a(x)]; kde i = 1, 2$$

$$L_{i+}(x) = l_{i+}(x) + l_{i-1}(x) \times q_i(x) \times [1 - a(x)]; kde i = 4$$

$$Sb_i(x) = \sum_{x_{min}}^x b_i(x)$$

**Zdroj:** Methods Protocol for the HFD, 2009

**Pozn.:**  $B_i(x)$  značí počet narozených podle pořadí.

### 4.3 Základní ukazatele z TTP

Jasilioniene et al. (2009a) zavádí konkrétní ukazatele, které jsou dobyté z TTP. V první řadě se jedná o dva základní souhrnné ukazatele, sice sumární index očištěný od vlivu paritní a věkové struktury<sup>16</sup> (dále PATFR) a tabulkový průměrný věk při narození dítěte (dále TMAB), přičemž oba lze počítat jak pro jednotlivá pořadí zvlášť, tak i dohromady. Vzorce používané na HFD jsou definovány:

$$PATFR = \frac{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} b(x)}{10000}$$

$$TMAB = \frac{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} \bar{x} \times b(x)}{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} b(x)}$$

<sup>16</sup> Přeloženo z „summary index of period fertility controlling for age and parity“ podle Zeman, 2010.

Pro pořadí odděleně jsou vzorce psány:

$$PATFR_i = \frac{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} b_i(x)}{10000}$$

$$TMAB_i = \frac{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} \bar{x} \times b_i(x)}{\sum_{x_{min}}^{x_{max}} b_i(x)}$$

Přičemž platí, že:

$$PATFR = \sum_{i=1}^{i_{max}} PATFR_i$$

**Zdroj:** Methods Protocol for the HFD, 2009

PATFR pro všechna pořadí dohromady lze vnímat jako analogii klasického ukazatele úhrnné plodnosti. S touto tezí nesouhlasí Caselli et al. (2005) a upozorňuje na skutečnost, že paritně specifické míry plodnosti nejsou ve své podstatě aditivní (jejich součtem nevznikne agregátní ukazatel plodnosti), v čemž lze nalézat i důvod, proč se ukazatel nazývá „*sumárním indexem*“.

Z TTP lze rovněž spočítat i pravděpodobnost zvětšování rodiny<sup>17</sup> (dále  $PPR_r$ ), která vyjadřuje pravděpodobnost, že žena s počtem dětí  $r$  porodí dítě pořadí  $r + 1$ . Jasilioniene et al. (2009a) zařazuje tento ukazatel jen u kohortních tabulek plodnosti, nicméně Rallu a Toulemon (1994) jej uvádí i jako příklad transverzálního ukazatele plodnosti. Výpočet se provádí vzorcem:

$$PPR_r = \frac{PATFR_{i+1}}{PATFR_i}$$

**Zdroj:** Rallu a Toulemon (1994)

V literatuře bývá ukazatel pravděpodobnosti zvětšování rodiny interpretován i jako „*podíl žen, které budou mít dítě pořadí  $r + 1$* “ (UN, 2015, s. 20). Lze si však všimnout, že konvenční způsob značení tohoto ukazatele se v závislosti na jeho interpretaci napříč prameny někdy odlišuje. „*Podíl žen, které budou mít dítě pořadí  $i+1$* “ bývá v anglických listech značen spíše  $a_r$ . V této práci je užito značení  $PPR_r$  primárně z důvodu, že „ $a$ “ je již obsazeno (viz str. 36). Tedy např. ukazatel značený  $PPR_1$  označuje jak podíl žen s paritou jedna, které budou mít druhé dítě, tak i pravděpodobnost zvětšení rodiny o dítě druhého pořadí. Práce je omezena na výpočet  $PPR_1$ ,  $PPR_2$  a  $PPR_3$ .

<sup>17</sup> Přeloženo z „*parity progression ratio*“ (Rallu a Toulemon, 1994).

## 4.4 Odvozené ukazatele z TTP

Ačkoli se Willekens (1982) zabývá tabulkami sňatečnosti, lze otázky, jež si pokládá, převést i do oblasti plodnosti. Na základně spočtených funkcí TTP je možné nalézat odpovědi například na následující otázky: Jaká je pravděpodobnost, že žena mající v určitém věku  $x$  dětí, bude mít další dítě, než oslaví některé ze svých následujících narozenin? Kolik jedinců z 10 000 porodí během roku dítě do pořadí  $i$  a nakolik je to odlišné od pořadí jiného, či v jiném územním celku? Jaká je průměrná doba, kterou člověk stráví bez dětí, nebo s nějakým určitým počtem dětí? Jaké lze pozorovat rozdíly v reprodukčních drahách žen, které jsou v určitém věku bezdětné, mají jedno, dvě, či tři děti? Jak rychle s věkem stoupá pravděpodobnost setrvání ve stavu bezdětnosti? V jakém paritním stavu mají ženy největší pravděpodobnost setrvat?

Ukazatele uvedené v předchozí podkapitole samy o sobě většinou nestačí, pokud je záměrem hledat odpovědi na tyto otázky. Za tímto účelem je nutné užívat vzorce, které již v metodologickém protokolu HFD nejsou zavedeny, a to zřejmě proto, že se jejich aplikací nezískávají skutečné ukazatele plodnosti, nýbrž pouhé pravděpodobnosti týkající se procesu. Následující oddíly jsou zaměřeny na odvození ukazatelů plodnosti, na jejichž výpočet je možné přijít na základě textů obecně se zabývajících podobnými modely jako TTP.

### 4.4.1 Pravděpodobnosti setrvání a nesetrvání v určitých paritních stavech

Tabulkové funkce dožívajících se přesného věku utváří prostředí pro výpočty pravděpodobností přežívání v určitých stavech. Jsou-li funkce  $l(x)$  monotónní, počítají se tyto ukazatele různými podíly, jejichž číselník i jmenovatel je tvořen prvky též tabulkové funkce. Jsou-li však  $l(x)$  tranzitními stavy a potýkají se jak s příchody, tak i s odchody jedinců, využívání stejného systému podílů ve všech věkových kategoriích přestává naplňovat svůj účel, neboť by takto počítané pravděpodobnosti po překročení bodu extrému začaly přesahovat hodnotu jedna (Ledent, 1980). Proto jsou v práci užity dva typy pravděpodobností přežívání, první pro tabulkovou populaci bezdětných žen a druhý pro ostatní parity.

Ukazatel  $p(x)$  vyjadřuje pravděpodobnost, že žena v přesném věku  $x$  opustí stav bezdětnosti, než dosáhne věku 44 let. Hodnota ukazatele ve věku 15 je rovna  $PATFR_1$ , na základě čehož lze říci, že doplněk do jedné od  $p(15)$  je roven podílu bezdětných žen v populaci. Tato celoživotní pravděpodobnost nesetrvání ve stavu bezdětnosti je počítána vzorcem:

$$p(x) = 1 - \frac{l_0(x_{\max})}{l_0(x)}$$

Druhá sada pravděpodobností, značená  $r_i(x)$ , je počítána za tabulkovou populaci žen v paritách jedna až tři. Vyjadřuje pravděpodobnost setrvání ženy ve věku  $x$  ve stávající paritě  $i$  před dokončením věku  $x$ . Počítá se jako podíl žen, které setrvávají v paritě  $i$ , na všech, které na ni porozením dítěte  $i$ -tého pořadí dosáhly. Vzorec pro výpočet ukazatele této pravděpodobnosti HFD neuvádí, však jej lze odvozovat z ukazatele pravděpodobnosti zvětšování rodiny. Platí totiž:

$$1 - PPR_r = 1 - \frac{PATFR_{i+1}}{PATFR_i} = 1 - \frac{\frac{\sum_{x_{\min}}^{x_{\max}} b_{i+1}(x)}{10\,000}}{\frac{\sum_{x_{\min}}^{x_{\max}} b_i(x)}{10\,000}} = 1 - \frac{\sum_{x_{\min}}^{x_{\max}} b_{i+1}(x)}{\sum_{x_{\min}}^{x_{\max}} b_i(x)}$$

A postupnými dalšími úpravami lze psát:

$$1 - \frac{\sum_{x_{min}}^x b_{i+1}(x)}{\sum_{x_{min}}^x b_i(x)} = 1 - \frac{Sb_{i+1}(x)}{Sb_i(x)} = \frac{Sb_i(x) - Sb_{i+1}(x)}{Sb_i(x)} = \frac{l_i(x-1)}{Sb_i(x)}$$

Z čehož je  $r_i(x)$  rovné:

$$r_i(x) = \frac{l_i(x-1)}{Sb_i(x)}$$

Díky pracím Rogerse a Ledenta (1976), Schoena a Landa (1979), Hoema a Fonga (1976), Espenshadea a Eisenberg Braunové (1982) nebo Ledenta (1978), v nichž se autoři zabývají teorií inkrementně dekrementních procesů, lze chápat, jak může být k uvedeným úpravám docházeno. Nejčastějšími příklady uplatnění teoretických východisek citovaných autorů jsou konstrukce tabulek pracovního života, meziregionální migrace, či již zmíněných tabulek sňatečnosti a rozvodovosti. Budeme-li se držet předpokladu, podle něhož jsou uvnitř jednoho věkového intervalu pravděpodobnosti přechodů neměnné a věk lze považovat za spojitou veličinu, mohou se úvahy, které uvedení autoři v pracích prezentují, snáze uchopit a užít i v tabulkách plodnosti. Je možné totiž přijít na myšlenku, že dílčí funkce týkající se vyšších parit v TTP lze vidět dvojí optikou, a to buď jako tabulkovou populaci, kterou hodnoty v daných věcích oficiálně představují, nebo jako populaci, jež za představovanými hodnotami stojí. Za podmínek, které uvádí Jasilioniene et al. (2009b), citovaných na straně 34, může být funkce  $b_i(x)$  nazírána nejen jako tabulkový počet narozených, ale také jako tabulkový počet porodivších. Je-li se na  $b_i(x)$  díváno právě z této strany, lze vidět některé analogie mezi TTP a například tabulkami pracovního života. V nich totiž bývá populace rozčleňována na aktivní a neaktivní, analogicky čemuž by  $b_i(x)$  mohlo představovat ty ženy, které porodem dítěte přešly z  $l_{i-1}(x)$  do  $b_i(x)$ , jinými slovy byly aktivní. Ženy neporodivší dítě do příslušného pořadí by představovaly neaktivní část populace. S čímž souvisí, že vztahy užité v úpravách výše, se odvíjí od rovnosti korespondující s představou o aktivní a neaktivní části populace, již je možné zapsat:

$$Sb_i(x) - Sb_{i+1}(x) = l_i(x-1)$$

Bylo by vhodné nakonec podotknout, že pro přechod mezi třetí a čtvrtou paritou nelze tento vzorec uplatnit, neboť odchody z  $l_3(x)$  již sledovány nejsou. Tudíž tabulková populace zůstávající s paritou tři může být získána jedinečně jako rozdíl mezi počty porodivších třetí dítě (tedy  $Sb_3(x)$ ), neboť zde se nachází populace jak se třemi, tak i s potenciálně více dětmi) a počty porodivších čtvrté dítě (vyšší pořadí již totiž nejsou uvažována). Pro výpočet  $r_3(x)$  je tudíž uplatňován pouze vzorec, který je rovněž součástí úprav první rovnosti na této stránce, sice:

$$\frac{Sb_i(x) - Sb_{i+1}(x)}{Sb_i(x)}$$



#### 4.4.2 Rozložení žen podle parity na konci reprodukčního období

Z výše zapsaných vzorců plyne, že ukazatel  $r_i(44)$  je roven doplňku do jedné od pravděpodobnosti zvětšování rodiny o dítě *i-tého* pořadí. Právě rozložení tabulkových populací po jednotlivých paritních stavech v posledních věkových intervalech bývá v literatuře, která je o vícestavových modelech psána, často sledováno. Například Frejka (2008) dokládá proměny v rozložení žen podle parity skrze sledování paritních charakteristik ve věku 44. Totéž je analyzováno i v dalších kapitolách této práce. Ukazatel konečného rozložení žen podle parity může být počítán:

$$\frac{l_i(x)}{10\,000}$$

Protože platí, že:

$$l_1(x) + l_2(x) + l_3(x) + l_4(x) = 10\,000$$

#### 4.4.3 Věky matek při narození dětí pro konečné, nebo nekonečné parity

Tabulkové populace žen podle parity jsou pro podíl žen, které během svého reprodukčního období zažijí progresi k vyšším paritám, pouze přechodnými stavy. Lutz (1989) píše, že v jednotlivých paritách se nachází dvě základní subpopulace žen, rozlišené podle toho, zda onu paritu opustí, či v ní zůstanou. V této souvislosti si mohou být vybaveny poznatky z již citované studie v této práci<sup>18</sup>, sice, že pozdější vstup do rodičovství zapříčinil redukci v intenzitě plodnosti týkající se hlavně vyšších pořadí narození. A protože o pozdějším vstupu do rodičovství vypovídá i ukazatel TMAB, který se počítá z tabulkových narozených, skýtá se dobrá příležitost vymyslet způsob, jak lze  $b_i(x)$  hlouběji desagregovat podle toho, zda se oni tabulkoví narození narodili ženám, které příslušnou paritu již neopustí, či zda se jednalo o tabulkové narozené ženám, pro které dítě narozené do daného pořadí nebylo poslední.

Golbeck (1986) používá termín „*konečná parita*“ nebo „*dokončená parita*“<sup>19</sup>, avšak modely, v souvislosti s kterými tento termín používá, jsou mírně odlišného typu (řazené podle parity ženy, nikoli podle věku), tudíž způsob, jímž rozděluje  $b_i(x)$  podle konečné parity jejich matek, nelze replikovat v této práci. Ovšem na základě jiných studií týkajících se obecného teoretického základu tabulek života (Lutz, 1989, Kohler a Ortega, 2004, Darsky a Sherbov, 1990, Rogers, 1980) lze docházet k možnostem uplatnění poznatků Lutz (1989) i Golbeck (1986) v dané situaci, kdy je cílem desagregovat  $b_i(x)$  i podle konečné parity, za účelem spočtení  $TMAB_i$  za ženy podle dokončené parity (dále značeno  $TMAB_{i,j}$ , kde  $j$  značí dokončenou paritu ženy).

Celou metodu lze postavit na podílech  $b_i(x)$  v jednotlivých věkových kategoriích. Schryock a Siegel (1976, s. 463) píší, že tabulky života lze „*popisovat jako celoživotní (...) zkušenosti jediné kohorty, která bude vystavena sadě měř, na kterých je celý model vystaven*“. V případě TTP se jedná o kohortu 10 000 žen s paritou nula ve věku 15 let. Jsou to tedy ony, které budou mít v nějakém časovém horizontu děti, proto by mohly být hodnoty  $b_i(x)$  vztahovány k 10 000 nehledě na pořadí narození, za účelem získání podílů. Následnou kumulací napříč všemi věky v jednom sloupci  $b_i(x)$  lze získat pravděpodobnosti, že žena ve věku  $x$  v budoucnu porodí dítě

<sup>18</sup> Bilari, Kohler, Ortega (2002a)

<sup>19</sup> Přeloženo z „*completed parity*“.

do určitého pořadí<sup>20</sup>. Přičemž platí, že ve věku 15 let se bude jednat o součet tabulkových narozených v daném pořadí vydělený kořenem tabulky, sice 10 000, tedy pravděpodobnost, že patnáctiletá dívka kdykoli během svého reprodukčního období porodí dítě pořadí  $i$ .

Byly získány celkem čtyři sady pravděpodobností, jedna pro každé pořadí. Tyto sady je možné snadno namnožit na osm, a to dopočtem doplnků do jedné u každé z nich. Doplnky vyjadřují narozené podílu těch žen, které do vyšších parit v budoucnu nepostoupí. Na obrázku 7 jsou lokalizovány po diagonále matice (červené čtverečky). Obsah těchto dílčích souborů by mohl být verbalizován jako „dětí, které se narodí matkám, jež již nemají pravděpodobnost v budoucnu pokročit dále k vyšší paritě“. V červených čtverečkách je totiž ukončená parita  $j$  rovna pořadí narození dítěte  $i$ .

**Obr. 7: Schéma pro desagregaci tabulkových narozených podle pořadí a dokončené parity matek**

		Pořadí narození dítěte (i)			
		1.	2.	3.	4.
Ukončená parita (j)	1				
	2				
	3				
	4				
		$\sum b_1(x)$	$\sum b_2(x)$	$\sum b_3(x)$	$\sum b_4(x)$

**Zdroj:** Podle Lutz (1989), vlastní zpracování

Zbývá nalézt způsob, jak lze dopočítávat prvky na polích matice se souřadnicemi  $1 \circ 2$ ,  $1 \circ 3$ ,  $1 \circ 4$ ,  $2 \circ 3$ ,  $2 \circ 4$  a  $3 \circ 4$ . Rýsuje se systém stojící na uvědomění si podmíněnosti přecházení žen z jedné parity do druhé. Žena, která porodí dítě do pořadí  $i$ , ale její poslední dítě bude  $i + 1$ , spadá do kategorie žen, které mají pravděpodobnost opustit pole příslušející dítěti pořadí  $i$ , ale už neopustit pole příslušející dítěti pořadí  $i + 1$ . Vynásobením těchto dvou pravděpodobností lze dojít k datům týkajícím se regionů  $i \circ j$ , kde  $j$  je rovné  $i + 1$ . Zcela analogickými sekvenčními výpočty lze doplnit i všechny zbylé prvky matice. Vzorce, jež byly za tímto účelem použity, jsou zaznamenány na obrázku 8. Kontrola, zda rozdělení do jednotlivých souborů proběhla správně, může sestávat ze součtu tabulkových narozených v jednotlivých pořadích podle regionů v obrázku 7. Součet prvků v odpovídajících si nově vzniklých vektorech v jednotlivých regionech (modrém, meruňkovém, zeleném a hořčičném) musí být roven součtu každého  $b_i(x)$  z původní tabulky plodnosti.

<sup>20</sup> Zřejmě se jedná o analogii  $p(x)$  pro nultou paritu.

Obr. 8: Vzorce použité pro výpočet jednotlivých polí matice z obrázku 7

		Pořadí narození (i)			
		1.	2.	3.	4.
Konečná parita (j)	1	$b_1(x) \times (1 - u_1(x))$			
	2	$b_1(x) \times u_1(x) \times (1 - u_2(x))$	$b_2(x) \times (1 - u_2(x))$		
	3	$b_1(x) \times u_1(x) \times u_2(x) \times (1 - u_3(x))$	$b_2(x) \times u_2(x) \times (1 - u_3(x))$	$b_3(x) \times (1 - u_3(x))$	
	4	$b_3(x) \times u_1(x) \times u_2(x) \times u_3(x)$	$b_2(x) \times u_2(x) \times u_3(x)$	$b_3(x) \times u_3(x)$	$b_4(x)$

**Zdroj:** vlastní zpracování

**Pozn.:** Platí, že:  $u_i(x) = \frac{\sum_{min}^x b_i(x)}{l_0(15)}$  a  $u_i(x)$  vyjadřuje celoživotní pravděpodobnost přesunu z parity  $i$  ve věku  $x$ .

## 4.5 Způsob analýzy regionální diferenciace

Zbytek práce je věnován aplikaci uvedených metod na regionální data Španělska. Srovnávána jsou leta 1981, 1991, 1999 a 2011. V tabulkách života s více stavy je podle Willekense et al. (1982) možné provádět analýzu minimálně dvojí optikou, sice ji zakládat buď na ukazatelích vypovídajících o celkové populaci, nebo na charakteristikách jednotlivých stavů. Vedle toho existuje nepřehledné množství způsobů, jak lze konat časovou komparaci regionální diferenciace jevů samotných. Však z důvodů existujících limitů v práci tohoto typu je regionální diferenciace skrze definované ukazatele provedená spíše povrchně. Cílem není podání detailního přehledu o regionálních rozdílech (za tímto účelem by ostatně asi bylo dalece smysluplnější volit menší územní celky), ale spíše využití ukazatelů na konkrétních datech. Kdyby existoval jiný dostatečně velký územní celek, za nějž by byla volně stažitelná všechna potřebná data s nelehce oddiskovatelnou kvalitou, za delší časové období, a za který by zároveň nebyly již spočítané a dostupné TTP na HFD, snaha ilustrovat metodu zrovna na rozboru regionální diferenciace by projevila nebyla.

## Kapitola 5

### Regionální diferenciace za využití základních ukazatelů TTP

V této kapitole je již přistoupeno k analýze regionální diferenciace. Je provedena pomocí základních ukazatelů HFD, jež byly zavedeny na předchozích stranách. Jedná se především o souhrnný index transverzální plodnosti podle věku a parity PATFR a o tabulkový průměrný věk matky při narození dítěte TMAB. Sledována je i diferenciace v tomto ohledu vázaná na pořadí narození dítěte.

#### 5.1 Časování a intenzita plodnosti

Zatímco v roce 1981 tvořil rozdíl mezi maximální a minimální hodnotou PATFR téměř jedno dítě na ženu, v roce 2011 se tento rozdíl snížil o více než polovinu (tabulka 3). K největšímu poklesu minima došlo mezi prvními dvěma sledovanými obdobími, načež se minimum stabilizovalo na hodnotě nepatrně přesahující jedno dítě na ženu. Oproti tomu maximální hodnota se postupně snižovala během všech čtyřech let a v roce 2011 bylo maximální PATFR poloviční v porovnání s rokem 1981.

**Tab. 3: Charakteristiky variability PATFR a TMAB v letech 1981, 1991, 1999, 2011**

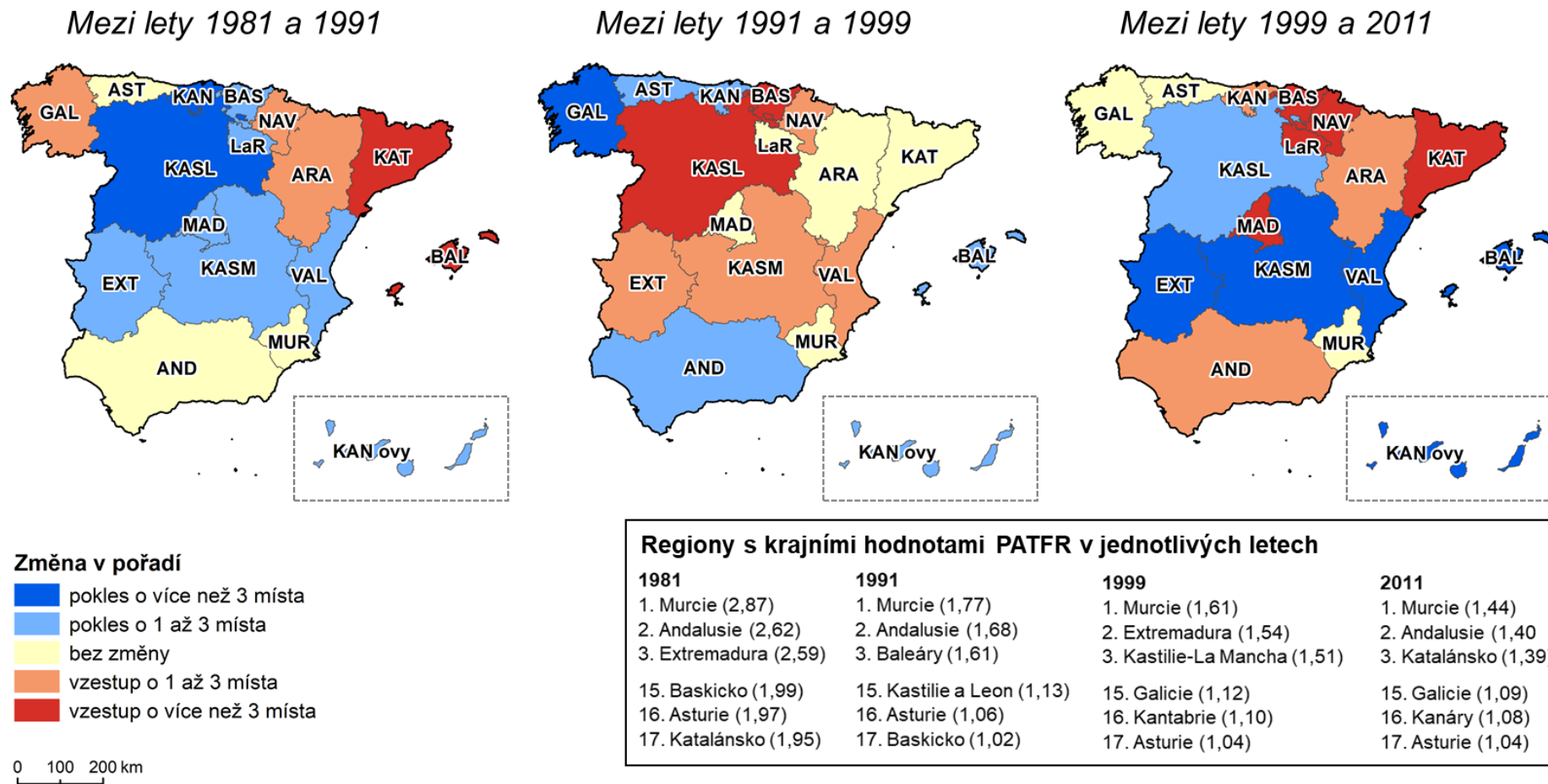
	PATFR				TMAB			
Rok	1981	1991	1999	2011	1981	1991	1999	2011
Minimum	1,95	1,02	1,04	1,04	26,04	28,56	30,16	30,66
Maximum	2,87	1,77	1,61	1,44	28,87	30,50	32,70	32,29
Variační rozpětí	0,92	0,75	0,57	0,40	2,84	1,94	2,54	1,63
Průměr	2,29	1,34	1,32	1,27	27,39	29,39	31,43	31,50
Medián	2,20	1,30	1,32	1,30	27,44	29,29	31,47	31,52
Rozptyl	0,07	0,05	0,03	0,01	0,46	0,31	0,43	0,26
Směrodatná odchylka	0,26	0,23	0,18	0,12	0,68	0,55	0,65	0,51
Variační koeficient (v %)	11,35	16,97	13,59	9,21	2,47	1,88	2,08	1,63

**Zdroj:** vlastní výpočet

Kromě variačního rozpětí obsahuje táž tabulka i průměr, medián, rozptyl a směrodatnou odchylku, vypočítané z hodnot regionálních ukazatelů v jednotlivých letech. Na základě těchto statistik lze usuzovat, že k intenzivnější homogenizaci došlo zejména u poloviny regionů, které byly koncentrovány nejbližší k průměrné hodnotě PATFR. Tedy, ačkoli byl v roce 2011 rozdíl mezi maximální a minimální hodnotou PATFR v porovnání s rokem 1981 výrazně menší, odlišnost krajních regionů a jim co do výše PATFR blízkým, od většiny Španělska, přetrvala. Navíc možná i, právě kvůli tomu, že se značná část regionů hustěji zkoncentrovala blízko průměru, nabyl onen rozdíl mezi AS s krajními hodnotami PATFR a ostatními AS lehce větší významnosti, ve smyslu možnosti snadněji pozorovat rozdíly. V absolutním vyjádření se však rozpětí samozřejmě snížilo.

Názvy vždy tří prvních a tří posledních regionů podle hodnoty PATFR jsou uvedeny na obrázku 9, včetně změny v řazení všech regionů v pomyslném žebříčku. Je patrné, že jediným AS, které již od roku 1981 permanentně zaujímalo první příčku, byla Murcie. Naopak velké posuny je možné sledovat například na Baleárských ostrovech. V roce 1991 byl tento region oproti roku 1981 o šest příček výše, ale v roce 2011 by mohl být opět řazen k regionům s relativně nižší intenzitou plodnosti. Katalánsko se vyznačuje stálým posunem na přední příčky. V roce 2011 byla PATFR tohoto regionu srovnatelná s andaluskou, a právě Andalusie je spolu se zmiňovanou Murcií regionem se stabilně spíše vyšší plodností. Z obrázku 9 je rovněž patrné, že pro regiony Extremadura, Kastilie-La Mancha a Valencie jsou charakteristické obdobné posuny, tedy zprvu mezi 1981 a 1991 lehký sestup a následně opět vzestup na téměř ty samé pozice a zařazení na spíše přední příčky. Za předpokladu, že „*severojižní‘ rozdělení (...) stále přetrvává v některých ohledech demografického chování*“ (Arpino a Tavares, 2013, s. 63), by se mohla nabízet myšlenka, že právě tato AS tvoří přechodnou zónu mezi typickým severem a typickým jihem, přičemž mezi nimi samotnými velké rozdíly, aspoň v oblasti plodnosti, zřetelné nejsou.

Obr. 9: Změny v pořadí autonomních společenství podle výše PATFR mezi jednotlivými roky, hodnoty PATFR vybraných regionů



Vysvětlivky: AND = Andalusie, ARA = Aragonie, AST = Asturie, BAL = Baleárské ovy, BAS = Baskicko, KAN = Kantábie, KAN ovy = Kanárské ovy, KAT = Katalánsko, KASM = Kastilie-La Mancha, KASL = Kastilie a León, EXT = Extremadura, LaR = La Rioja, GAL = Galicie, MAD = Madrid, MUR = Murcie, VAL = Valencie, NAV = Navarra

V tabulce 3 jsou rovněž uvedeny statistiky TMAB. Čtyři sledovaná leta jsou ve znamení růstu tohoto ukazatele a lze vidět, že v roce 2011 byl průměrný TMAB o čtyři roky vyšší než v 1981. Na základě zobrazených hodnot za daná leta by však závěr, že existuje jednoznačná konvergentní tendence ve vývoji TMAB, mohl být v rozporu s hodnotami v tabulce 3. V roce 1999 bylo totiž variační rozpětí o 0,5 roku vyšší než v 1991 a svou výší se blížilo spíše roku 1981, čímž by byla případná konvergence TMAB narušená. Skutečností je, že v roce 1999 byl nejnížší TMAB na Kanárských ostrovech, které by však mohly být považovány za poměrně specifický region, nejen kvůli své geografické poloze, ale i kvůli dalším demografickým okolnostem, například věkové struktuře, mediánovému věku či mírám zaměstnanosti (Eurostat, 2020). Je-li tedy s ohledem na tato specifika Kanárských ostrovů považována druhá nejnížší hodnota (zaznamenaná v Extremaduře a dosahující 30,70 let) za zcela nejnížší, činí rozpětí v roce 1999 dva roky a nepravidelnost, narušující onu konvergentní tendenci v tomto období, mizí. Tudíž přijetí teze, že se rozdíly mezi AS v TMAB během studovaných let snižovaly a že docházelo k postupné konvergenci napříč regiony, by mohlo být, nehledě na hodnotu variačního rozpětí v roce 1999, oprávněné.

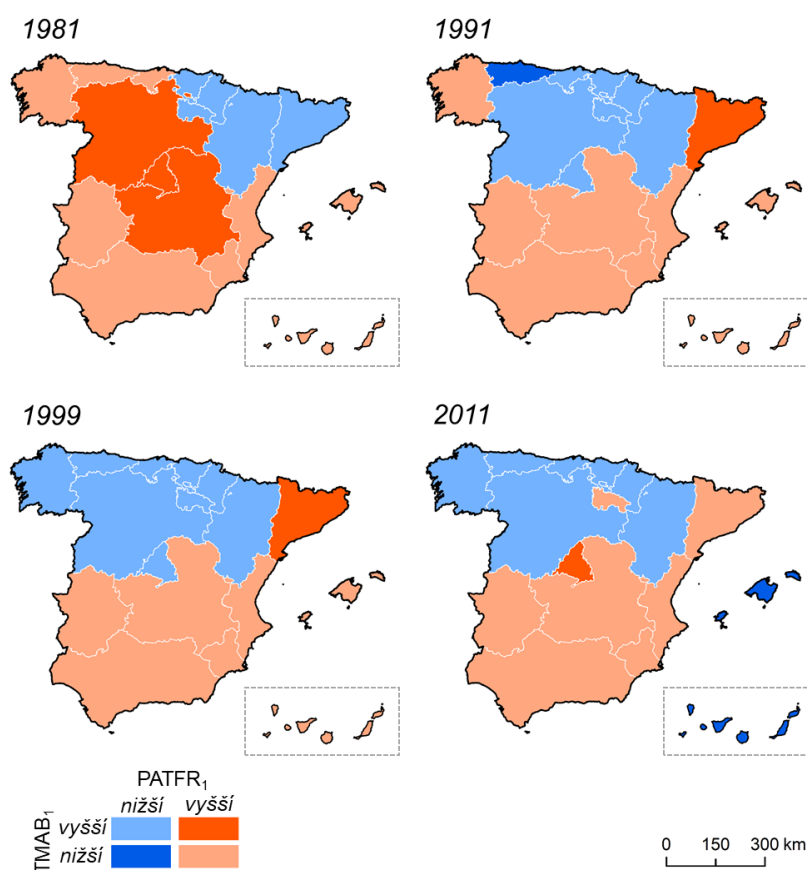
Ovšem na základě rozdílů maxima a minima TMAB v roce 1981 nelze souhlasit s tvrzením, že byly regiony rovnoměrně rozesety v onom téměř tříletém intervalu rozpětí. Z vypočtených ukazatelů (viz příloha) a statistik v tabulce 3 vyplývá, že většina regionů byla koncentrována v úzkém rozpětí přibližně mezi 27 (výjimku tvořily Baleárské ostrovy, sice 26,6 let) a 28 lety a jen regiony Navarra s TMAB přibližně 29 let a Asturie s Galicií, kde byl TMAB přibližně 26 let, do tohoto intervalu nezapadly.

Proto by mohlo být konstatováno, že ačkoli se rozpětí PATFR i TMAB snižovalo během sledovaných let, tak u PATFR docházelo k lehkému „vyhraňování“ regionů s nejvyššími a nejvyššími hodnotami vůči zbytku AS. Oproti tomu v TMAB se rozdíly mezi částí regionů s hodnotami TMAB blízkými celostátnímu průměru a regiony s krajními hodnotami ukazatele stávaly méně znatelnými, protože byly relativně větší právě mezi tou částí regionů s TMAB kolem průměru. A z toho by mohlo plynout, že postupem času musely vznikat regiony, v nichž již jednoznačně neplatí, že by měly relativně vyšší PATFR a relativně nižší TMAB (resp. nižší PATFR a vyšší TMAB), čímž bývá v literatuře často charakterizován jih (resp. sever) Španělska. Právě kvůli protichůdnému vývoji uvnitř statistických souborů PATFR a TMAB jednotlivých AS mohl existovat prostor pro vznikání různějších kombinací, např. nižší PATFR i nižší TMAB, nebo oba ukazatele vyšší. To může souviset s mizením tradičního regionálního uspořádání Španělska, charakteristického vyšší plodností na jihu a nižší na severu, o němž se v souvislosti s regionální diferenciací této země autoři některých soudobějších prací zmiňují (např. Bussler, 2016, Esping-Andersen, 2013). Následující podkapitola je zaměřena na proměny různých kombinací PATFR a TMAB během sledovaných let, však již i podle pořadí.

## 5.2 Tabulkové ukazatele intenzity a časování plodnosti podle pořadí

Obrázky 10–12 zobrazují AS Španělska rozdělené do čtyřech skupin, jež vznikly všemi možnými kombinacemi relativně vyšších hodnot PATFR a TMAB s relativně nižšími hodnotami týchž ukazatelů. Mezníkem oddělujícím skupinu relativně vyšších hodnot od relativně nižších, je průměr ze všech regionálních hodnot. Uvedené ukazatele jsou již konkretizovány i podle pořadí za účelem srovnání rozdílů mezi regiony i v tomto ohledu, nikoli jen podle toho, do jaké ze čtyř skupin výši svých ukazatelů spadají. Je podstatné zmínit, že tento způsob analýzy má minimálně jednu slabinu související se samotnou podstatou průměrných hodnot. Nejen, že jsou tyto míry citlivé na odlehlá pozorování, ale ani nezohledňují marginální rozdíly mezi jednotlivými regiony. Například pro první pořadí v roce 1981 platí, že se  $PATFR_1$  všech regionů pohybovalo v rozmezí 0,97 a 1,00, i přesto je ale na obrázku 10 vyčleněna pětice regionů spadajících do skupiny s relativně nižší plodností.

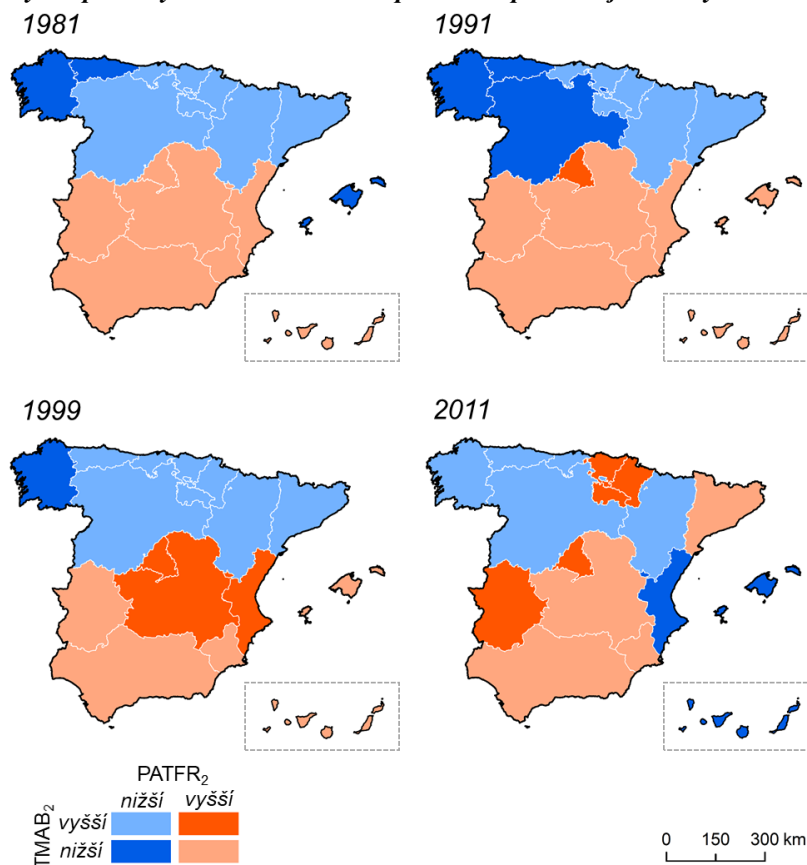
Obr. 10: Skupiny AS podle výše  $PATFR$  a  $TMAB$  pro první pořadí v jednotlivých letech



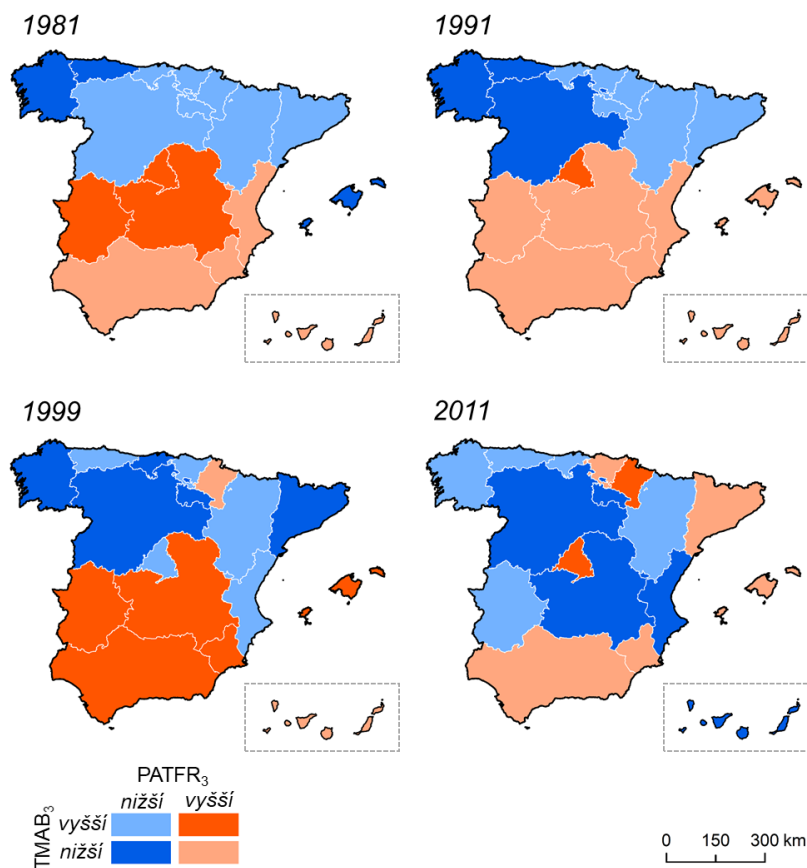
Zdroj: vlastní výpočty



**Obr. 11:** Skupiny AS podle výše PATFR a TMAB pro druhé pořadí v jednotlivých letech



**Obr. 12:** Skupiny AS podle výše PATFR a TMAB pro třetí pořadí v jednotlivých letech



**Zdroj:** vlastní výpočty

Pro všechna pořadí i roky (kromě všech pořadí pro rok 2011 na Kanárských ostrovech) platí, že regiony položené jižněji byly charakteristické relativně vyšší plodností. V roce 2011 pro třetí pořadí byly takovými regiony již jen Andalusie a Murcie, ostatní regiony byly v tomto roce rozptýleny i v severní části země. Tudíž nelze tvrdit, že se sever vyznačoval jednoduše nižší plodností, neboť například Katalánsko, Navarra, La Rioja či Baskicko by nejen v roce 2011 vybočovaly (obrázky 10–12).

Ze zběžného pohledu je rovněž možné vidět, že v roce 1991 pro pořadí 2. a 3. nejsou obrázky rozdílné. Nepočítaje Madrid tehdy existovaly tři makroregiony (obrázek 11 a 12). Pokud se v rámci těchto makroregionů jednotlivá AS v souhrnných ukazatelích reprodukčního chování za rok 1991 od sebe znatelněji odlišovala, mohlo to být způsobeno spíše rozdíly v plodnosti vztahujícími se k prvnímu pořadí.

Andalusie je jediné AS, pro něž vždy platí, že se vyznačuje nadprůměrnou PATFR ve všech pořadích v rámci Španělska a – vyjma pořadí 3 v roce 1999 – i nižším věkem. Mohlo by být zajímavé klást si otázku, proč existuje ona zmíněná výjimka. Při pohledu na zde neuvedená data o relativním zastoupení  $PATFR_1$ ,  $PATFR_2$  a  $PATFR_3$  na celkovém PATFR je možné zjistit, že Andalusie byla jedním z mála AS, kde v roce 1999 tvořilo  $PATFR_3$  více než 7 % celkové PATFR (po přičtení  $PATFR_{4+}$  téměř 10 %). V ostatních AS, kromě Extremadury, Kastilie-La Manchy, Murcie a Baleárských ostrovů, nedosahovalo  $PATFR_3$  na 5 % ani po přičtení podílu  $PATFR_{4+}$ . Avšak AS jmenované v předchozí větě jsou přesně tytéž, v nichž byla stejná situace pro pořadí 3. v roce 1999 jako v Andalusii (obrázek 12). Mohlo by to vést k myšlence, že celkový posun v TMAB do vyššího věku, ve všech pořadích, zrovna v těchto AS, ještě v roce 1999 nedeterminoval výraznější pokles v intenzitách plodnosti ve vyšších pořadích. Tudíž populace žijící v Kastilii-La Mancha, Extremaduře, Murcii, Baleárských ostrovech a Andalusii se ještě tolik nesměřovaly k menšímu počtu dětí a své plány na jejich větší počet, nehledě na pozdější věk, chtěli realizovat a realizovali, protože zastoupení  $PATFR_{3+}$  bylo právě a pouze v těchto regionech významnější, než ve všech ostatních AS.

Aragonie je oproti tomu jediným představitelem nižší intenzity plodnosti a vyššího věku matky při narození dítěte ve všech sledovaných letech. Tato skutečnost by se mohla klást do souvislosti s fakty o nichž píše Baizán (2009), sice, že se jedná o region vyznačující se spíše nižší nezaměstnaností (Gutiérrez Sanchis, 2019, s. 4) a zároveň spíše nižším podílem dětí, které jsou účastny na předškolním vzdělávání, což by mohlo mít odraz i na permanentně spíše vyšším TMAB. Podobným regionem s přetrvávající relativně nižší plodností, ale i nižším věkem, je Galicie, mimo pořadí první, kdy v letech 1991 a 1981 se toto AS vyznačovalo spíše vyšší  $PATFR_1$ , což by mohlo být vysvětleno například tím, že v prvních dvou sledovaných obdobích se obyvatelé Galicie soustřeďovali spíše na první děti, neboť TMAB i PATFR pro vyšší pořadí byly v těchto letech nižší.

Regionem, který se v roce 2011 vyznačoval spíše vyšším věkem i spíše vyšší plodností, je Madrid. Ačkoli koncem minulého tisíciletí to byly hlavně metropole, kde se projevil odklad plodnosti na snížení celkové intenzity tohoto jevu, v současné době mívají právě vyspělejší regiony, nebo i státy, relativně vyšší plodnost, v porovnání s jim nadřazenými územními celky. Baizán (2009) píše, že například některé oblasti v severských státech vykazují vyšší účast žen na pracovním trhu (jakožto konvenční rys spíše vyspělejších zemí), ale zároveň i relativně vyšší

plodnost. Na základě těchto skutečností Baizán (2009) usuzuje, že vztah mezi participací žen na pracovním trhu a plodností má podobu písmene *U*. Madrid je nejvyspělejší španělským regionem, co do různých ekonomických ukazatelů (Eurostat, 2020), na což by se mohla vázat i jeho vyšší plodnost, předpokládá-li se takový vztah mezi vyspělostí a plodností, jak ho popisuje citovaný Baizán (2009). Zároveň ale tento region v roce 1991 a 1999 patřil k těm s relativně nižší  $PATFR_1$ , avšak relativně vyšší  $PATFR_2$  v týchž letech. Z toho může plynout, že se Madrid mohl v těchto letech vyznačovat relativně vyšším podílem žen, které zůstávaly bezdětné v letech 1991 a 1999, ale když už dítě měly, postupovaly častěji k dalšímu dítěti i navzdory vyššímu věku, v porovnání s ostatními AS.

### 5.3 Pravděpodobnost zvětšování rodiny

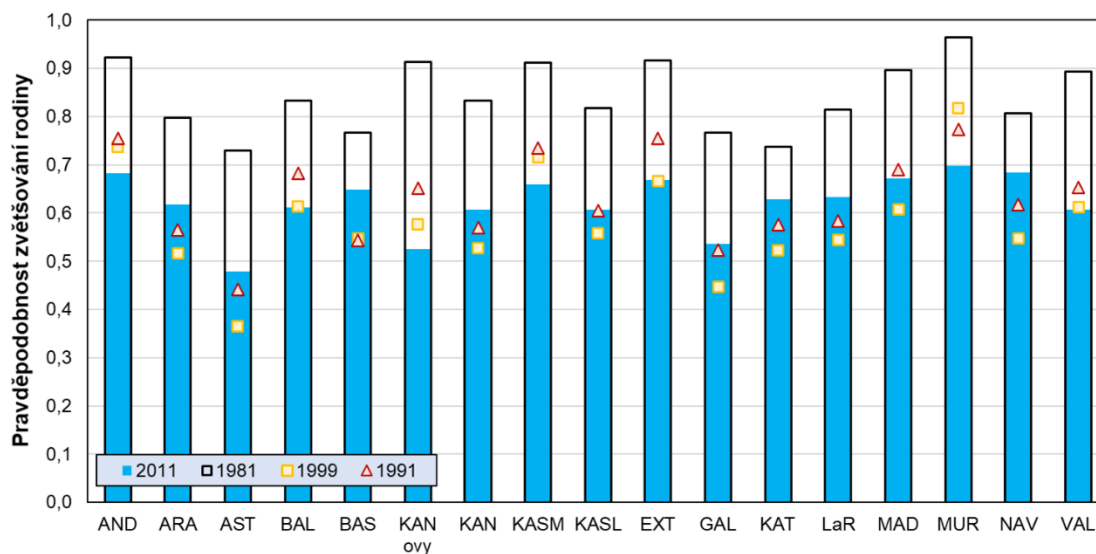
Ve všech AS byla v roce 1981 pravděpodobnost, že žena porodí dítě druhého pořadí, vyšší než v roce 2011. V regionech s tradičně spíše vyšší plodností, například v Murcii, Andalusii anebo Extremaduře, přesahovala v roce 1981 dokonce 0,9 (obrázek 13). V roce 1991 byl tento ukazatel lehce vyšší než v roce 1999 ve všech regionech kromě Murcie, která se vyznačuje trvale vyššími pravděpodobnostmi ve všech letech. Lze si rovněž povšimnout, že Baskicko a Katalánsko, byť měly ukazatel pravděpodobnosti porození dítěte druhého pořadí (dále  $PPR_1$ ) v roce 1981 relativně nízký v porovnání s ostatními regiony, nezaznamenaly v roce 2011 oproti tomuto období tak velký pokles a zařadily se k regionům s relativně vyšší  $PPR_1$ . Extrémem je rovněž Asturie, v níž jen polovina žen v letech 1991, 1999 a 2011 pokročila k porodu dítěte druhého pořadí.

Na obrázku 14 se srovnává pravděpodobnost porození dítěte 3. pořadí ženou s dvěma dětmi v různých letech (dále  $PPR_2$ ). Lze vidět, že zatímco v roce 1981 v regionech Andalusie, Kanárské ostrovy, Kastilie-La Mancha, Extremadura a Murcie téměř polovina žen postoupila od 2. dítěte ke třetímu, v roce 2011 klesl ukazatel v uvedených regionech na hodnotu blízkou 0,2. Například v Katalánsku se ale roky 1981 a 2011 neliší,  $PPR_2$  zde byla 0,25 v obou letech.

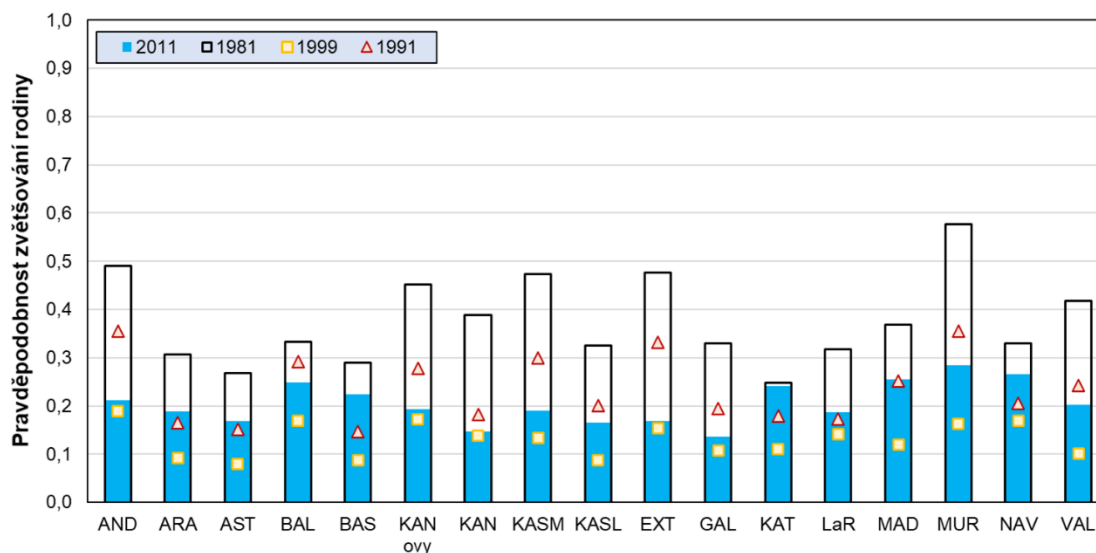
Za pozornost stojí také porovnání obrázků 14 a 15. V roce 1981 byla pravděpodobnost porození dítěte do čtvrtého pořadí (dále  $PPR_3$ ) zpravidla vyšší než  $PPR_2$ , což lze chápat jako skutečnost, že v populaci existovala určitá skupina lidí mající spíše vyšší počet dětí (např. čtyři) a druhá skupina mající maximálně dvě děti. Regiony Aragonie, Baskicko, Kantábie, Katalánsko, Madrid a Navarra se však v tomto ohledu vymykaly, poněvadž zde byla  $PPR_2$  v 1981 přibližně táž jako  $PPR_3$ . Z toho vyplývá, že ty matky, které měly právě tři děti, by už spadaly do oné skupiny preferující vyšší počet dětí. V roce 2011 už však byla  $PPR_2$  nižší než  $PPR_3$  ve všech regionech (jen v Kantábrii pouze nepatrně), tedy existovaly subpopulace s menším počtem dětí, například maximálně dvěma, a subpopulace s větším počtem, zpravidla vyšším než tři.

Nelze si nevšimnout, že většina regionů, v nichž se  $PPR_2$  a  $PPR_3$  v roce 1981 moc nelišily, jsou si ve vývoji hodnot ukazatele  $PPR_3$  podobné v jednom ohledu. Sice, že v roce 2011 byla  $PPR_3$  znatelně vyšší, než  $PPR_2$  v roce 1981, což by mohlo být právě rovněž v úzké souvislosti s výše uvedeným.

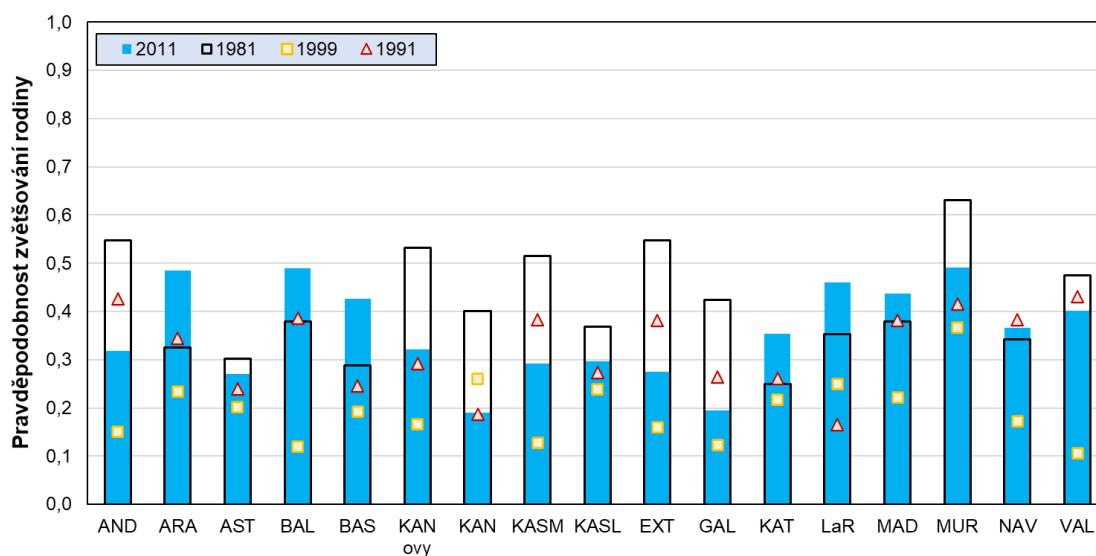
**Obr. 13: Pravděpodobnost zvětšování rodiny o dítě 2. pořadí v studovaných letech v AS**



**Obr. 14: Pravděpodobnost zvětšování rodiny o dítě 3. pořadí v studovaných letech v AS**



**Obr. 15: Pravděpodobnost zvětšování rodiny o dítě 4. pořadí v studovaných letech v AS**



**Zdroj:** vlastní výpočty

## Kapitola 6

### Regionální diferenciace za využití odvozených ukazatelů TTP

Zaměření stávající kapitoly je v porovnání s předchozí prakticky totéž, avšak rozdíly mezi regiony jsou sledovány z perspektivy ukazatelů nazvaných v kapitole 4 jako odvozené. Nejprve je pozornost věnována pravděpodobnosti opuštění stavu bezdětnosti, v textu označované jako  $p(x)$ . Dále je rozebírán ukazatel  $r_i(x)$ , jenž vyjadřuje pravděpodobnost přechodu žen z parity jedna, dva, či tři do parity o právě jeden stupeň vyšší. Následuje diferenciace regionů z hlediska rozložení tabulkové populace po paritních kategoriích v konci reprodukčního období, načež je kapitola uzavřena pasáží o komparaci věků při narození dětí podle pořadí matek podle jejich dokončené parity. Název tohoto ukazatele je substituován zkratkou  $TMAB_{i,j}$ , kde  $i$  označuje pořadí narozeného dítěte a  $j$  konečnou paritu ženy.

#### 6.1 Pravděpodobnost porození prvního dítěte

Na obrázcích 16–19 jsou funkce popisující pravděpodobnost, že žena po přesném věku porodí dítě prvního pořadí, než skončí její reprodukční období (dále  $p(x)$ ), v jednotlivých letech. Odlišeny jsou vždy data za regiony s hraničními hodnotami ukazatele. Za rok 1981 je zřetelné, že nejrychleji klesající jsou křivky za regiony koncentrované spíše na severu země (obrázek 16). Rovněž si lze povšimnout, že tento rok je charakteristický přítomností dvou skupin AS. Do jedné spadají regiony s průběhem odchodu ze stavu bezdětnosti spíše podobné Extremaduře (jedná se převážně o AS položené spíše na jihu země), do druhé Kantábrii, La Rioje či Baskicku, což jsou spíše severněji položené AS a vyznačují se relativně dřívějším klesáním pravděpodobnosti nezůstání ve stavu bezdětnosti.

Bylo by vhodné připomenout, že ukazatel za rok 1981 byl počítán z dat o ženách, které v době cenzu 1981 nebyly svobodné, což by se mohlo promítat do  $p(x)$  v začátku jejich reprodukčního období. Tato hodnota se blíží jedné ve všech AS, ale podle Kreyenfelda a Konietzky (2017) v každé populaci vždy existuje jistý podíl žen, které ve stavu bezdětnosti setrvávají.

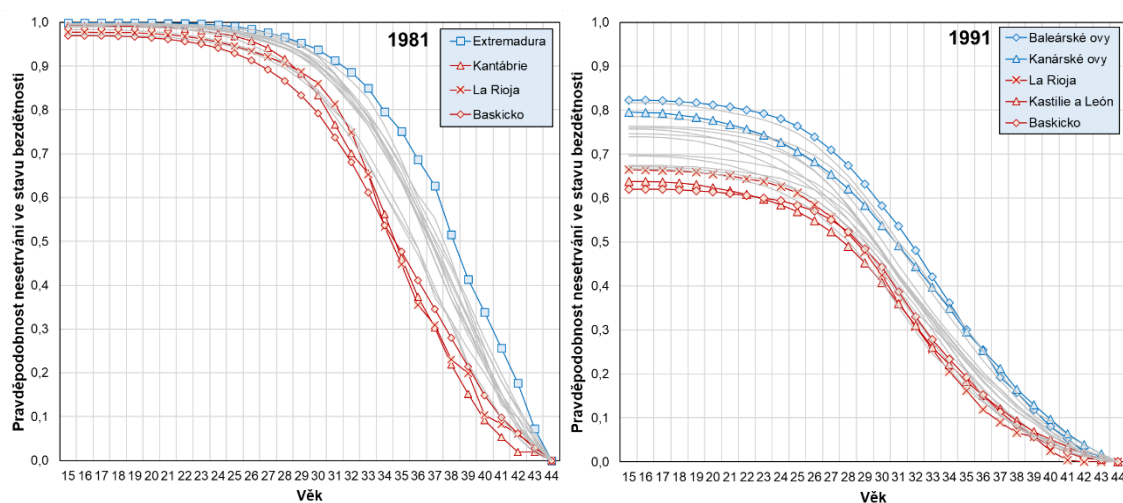
V následujících letech již není tak patrná severojižní diferenciace v hodnotách  $p(x)$ . Existují však větší rozdíly mezi AS v tomto ukazateli ve věku 15 let. Zcela nejnižší pravděpodobnosti byly v roce 1991 v Baskicku a Kastilii a León, kde  $p(x)$  dosahovala hodnoty jen lehce přesahující 0,6.

Rok 1999 byl specifický relativně delší dobou, po níž se hodnoty  $p(x)$  výrazněji nelišily od maxim ze začátku reprodukčního období. Však i přes pozdější odcházení ze stavu bezdětnosti zde byla ve většině regionů  $p(x)$  vyšší než v roce 1991. Je zajímavé, že v roce 1999 disponovalo Katalánsko, typicky severní region, jednou z nejvyšších hodnot tohoto ukazatele. Zároveň však na základě poznatků z předchozí kapitoly lze konstatovat, že se Katalánsko vyznačovalo relativně nižší plodností ve vyšších pořadích. Výpočty tedy svědčí o tom, že se jednalo o AS, pro jehož obyvatele mohl být model jedno dětné rodiny typičtější než v jiných regionech Španělska.

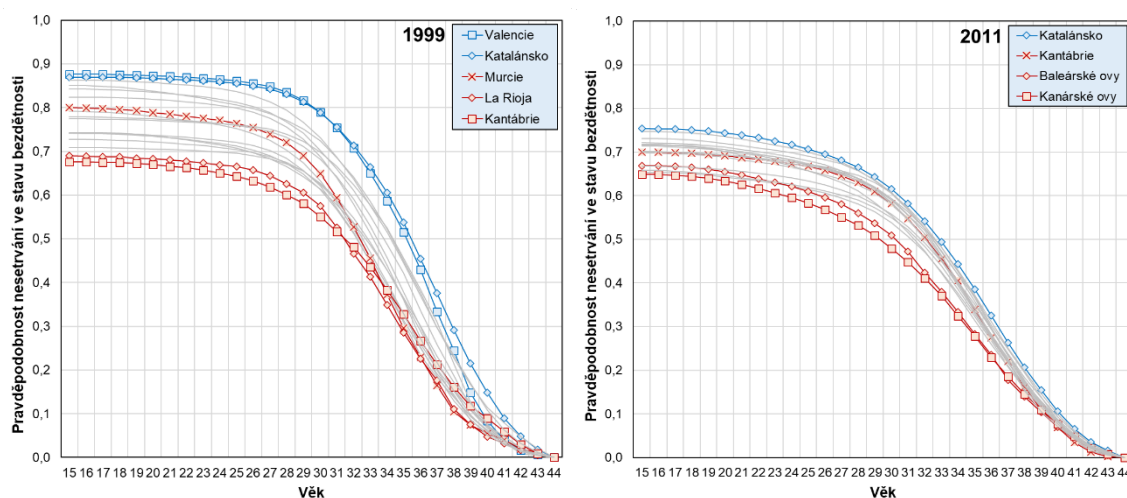
V 2011 se jednotlivé křivky oproti předchozím letům sblížily. Baleárské a Kanárské ostrovy vykazovaly v tomto roce spíše nižší  $p(x)$  v porovnání s ostatními AS. Však v roce 1991 to byly ony, které tvořily pomyslný horní limit nad zbylými regiony. Ačkoli se ostrovní AS zdají být v lecčems podobné, stálo by možná za povšimnutí, že zejména v roce 1981 existovala větší podoba v datech za Baleárské ostrovy a Madrid, než za Baleárské ostrovy a Kanárské. Vektory  $l_i(x)$  za rok 1981 totiž vypovídají o tom, že i navzdory výrazným odlišnostem v reprodukci obyvatelek ostatních AS a madridských žen, je pozorovatelná jistá podobnost mezi nimi a právě obyvatelkami Baleárských ostrovů nejen v řádu bezdětnosti, ale zejména i v řádu žen se dvěma dětmi. Během následujících sledovaných let tato specifická podoba mizela, neboť v letech odkladu plodnosti na konci 21. století zapadal Madrid charakteristikami plodnosti vyloženě mezi severní regiony Španělska. Ovšem v roce 2011 se toto AS vyznačovalo relativně vyšší plodností, čímž se blížilo spíše k jižním AS, zejména Murcii a Andalusii.

V předchozích kapitolách bylo zmiňováno mizení rozdílů mezi společenstvími jdoucí ruku v ruce se zviditelněním některých regionálních zvláštností. Ve vztahu k ukazateli  $p(x)$  může tato myšlenka rovněž nacházet uplatnění. Data za rok 2011 totiž sice svědčí o sužování intervalu, v němž se hodnoty ukazatele v jednotlivých věcích nacházely, ale zhruba do 27 let je viditelný úzký, však stále přetrvávající, rozdíl v ukazateli  $p(x)$  mezi skupinou regionů s lehce nižší pravděpodobností odchodu ze stavu bezdětnosti (zástupcem jsou například Kanárské a Baleárské ostrovy) a ostatními regiony. Ačkoli rozdíl není závratný, zůstával i v roce 2011 stále zřejmý.

**Obr. 16–17: Pravděpodobnosti nesetrvání ve stavu bezdětnosti ve vybraných regionech Španělska, v letech 1981 a 1991**



**Obr. 18–19: Pravděpodobnosti nesetrvání ve stavu bezdětnosti ve vybraných regionech Španělska, v letech 1999 a 2011**



Zdroj: vlastní výpočet

## 6.2 Pravděpodobnosti setrvání v paritních stavech

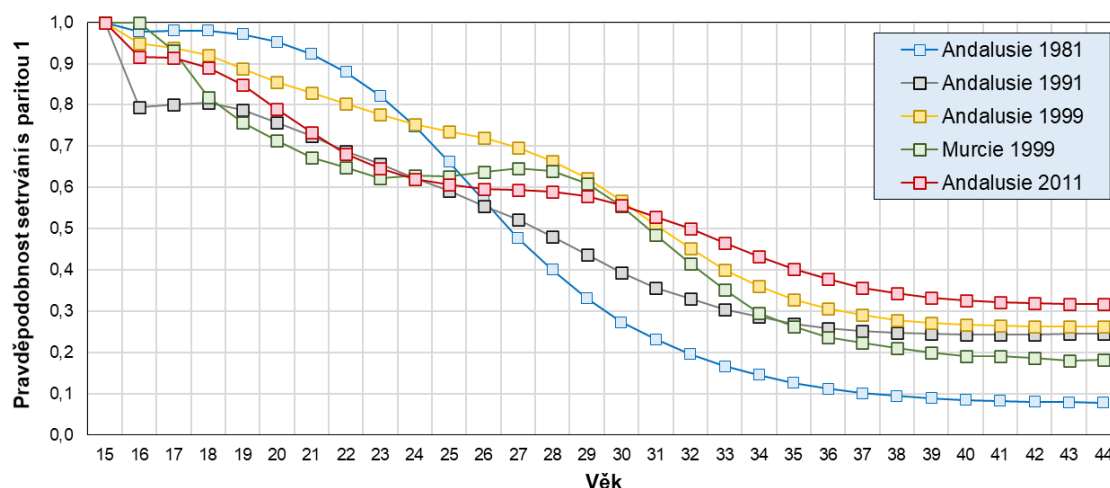
Dalším rozebíraným aspektem jsou pravděpodobnosti, že žena v určitém věku již nepostoupí k porození dalšího dítěte. Sledovány jsou parity jedna, dva a tři. Ukazatel je značen  $r_1(x)$ ,  $r_2(x)$  a  $r_3(x)$ . Platí, že  $r_i(44)$  je rovné  $1 - \text{PPR}_{i+1}$ .

Hodnoty  $r_i(x)$  za vybraná AS jsou na obrázcích 20, 21 a 22. Na první pohled mohou data vztahující se k paritě jedna poměrně vzbuzovat pochyby, neboť lze na jejich základě dojít k myšlence, že nejmladší ženy mají nejvyšší pravděpodobnost zůstat se stávajícím počtem dětí, tedy  $r_1(15)$  rovné jedné. Ukazatel  $r_i(x)$  však jednoduše vyjadřuje podíl žen, které setrvávají s určitým počtem dětí, na těch, které se do parity odpovídající danému počtu dětí dostaly. Je tedy logické, že v nejnižších věcích je ukazatel  $r_i(x)$  roven jedné, neboť se dá považovat za přirozené, že z žen, které se v nízkém věku dostanou do vyšší parity, v ní bude většina v onom věku setrvat.

U parity jedna je rovněž zřejmé, že pravděpodobnost setrvání žen ve stavu s jedním dítětem neklesá rovnoměrně s věkem, neboť zejména v rocích 1999 a 2011 existuje mezi věky 25 a 30 zpomalení tempa poklesu, přičemž v AS, kde je spíše nižší podíl žen s jedním dítětem ve věku 44 (např. Murcie, obrázek 20), je toto zpomalení nápadnější, či dokonce se objevuje vyšší pravděpodobnost zůstat ve stavu s jedním dítětem než ve věcích nižších než 25 let. Tento jev je poměrně logický, když si uvědomíme, že ten dočasný nárůst mezi věky 25 a 30 plyne ze způsobu, jakým se ukazatel počítá<sup>22</sup>. Totiž onomu vzrůstu předchází prudší pokles, jenž byl zjevně způsoben intenzivnější progresí k vyšší paritě v nižším věku, což by odpovídalo celkovému reprodukčnímu profilu murcijské populace (vysoká plodnost, nižší bezdětnost...). V regionech s relativně vyšší plodností je pravděpodobnost progresu do parity dva silněji koncentrována do spíše nižších věků.

<sup>22</sup> Opět,  $r_i(x)$  je „podíl těch, co zůstanou, na těch co se dostanou“.

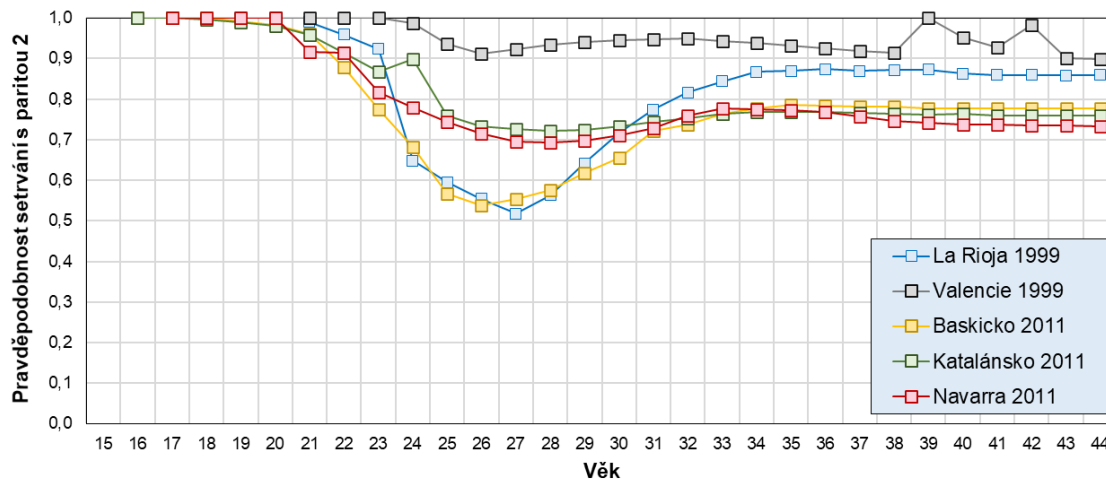
**Obr. 20:** Pravděpodobnost celoživotního setrvání s počtem dětí jedna podle věku ve vybraných regionech a letech



**Zdroj:** vlastní výpočet

Křivky za vybrané regiony a paritu 2 indikují, že v roce 1999 existovala vysoká pravděpodobnost setrvání ve stavu se dvěma dětmi skrze všechny věky (obrázek 21, Valencie). Minimální hodnoty  $r_2(x)$  byly v tomto roce připisovány věkům 25–30, v čemž byl shodný s 2011. Srovnávaná období se ovšem lišila v  $r_2(44)$ , neboť v roce 2011 měly některé regiony (např. Murcia, Navarra nebo Katalánsko) hodnotu tohoto ukazatele přibližně 0,75, zatímco jiné i 0,90 (např. Kastilie-La Mancha). Dalo by se zkrátka souhrnně říci, že obrázky 21 a 22 skýtají možnost hlouběji vhlédnout do pravděpodobností zvětšování rodiny v tom smyslu, že ony „propadliny“ v liniích jsou defacto místa, kde se odcházení tabulkových populací do vyšších parit seskupovalo.

**Obr. 21:** Pravděpodobnost celoživotního setrvání s počtem dětí dva podle věku ve vybraných regionech a letech

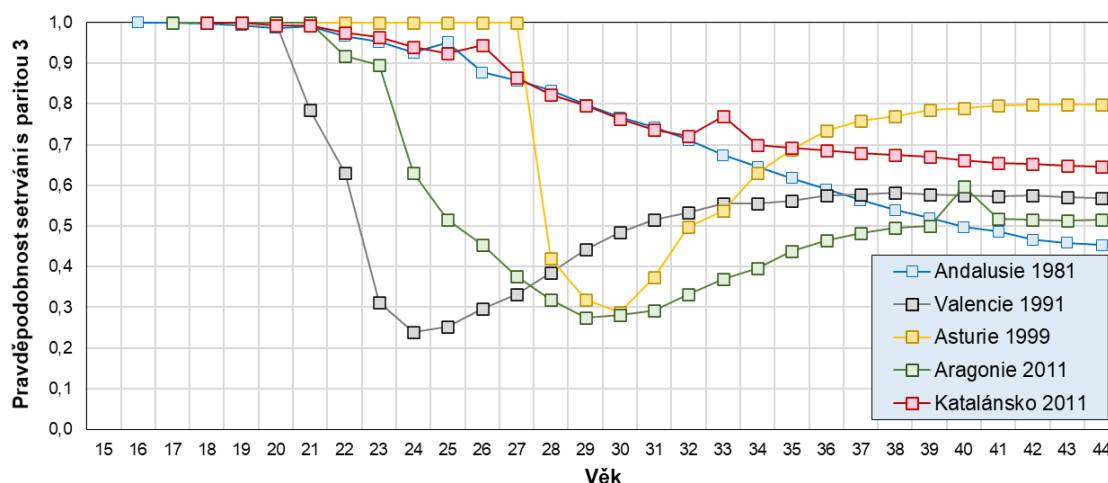


**Zdroj:** vlastní výpočet

Parita třetí se od předchozích liší hned v několika ohledech. Jednak například v roce 1991 v některých AS (např. Valencie, obrázek 22) byla  $r_3(x)$  pro spíše nižší věky výrazně nižší než kterákoli další táž pravděpodobnost za předchozí parity. Znamená to, že když už například ve Valencii ženy přistoupily k rození třetích dětí, až v 80 % postoupily i ke čtvrtému dítěti. Podobná situace byla i v roce 1999 například v Asturii nebo v roce 2011 například v Aragonii, ale v těchto pozdějších obdobích nastávala minima až ve vyšším věku, přesněji kolem 30 let.



**Obr. 22: Pravděpodobnost celoživotního setrvání s počtem dětí tři podle věku ve vybraných regionech a letech**



Zdroj: vlastní výpočet

### 6.3 Rozložení žen podle parity na konci reprodukčního období

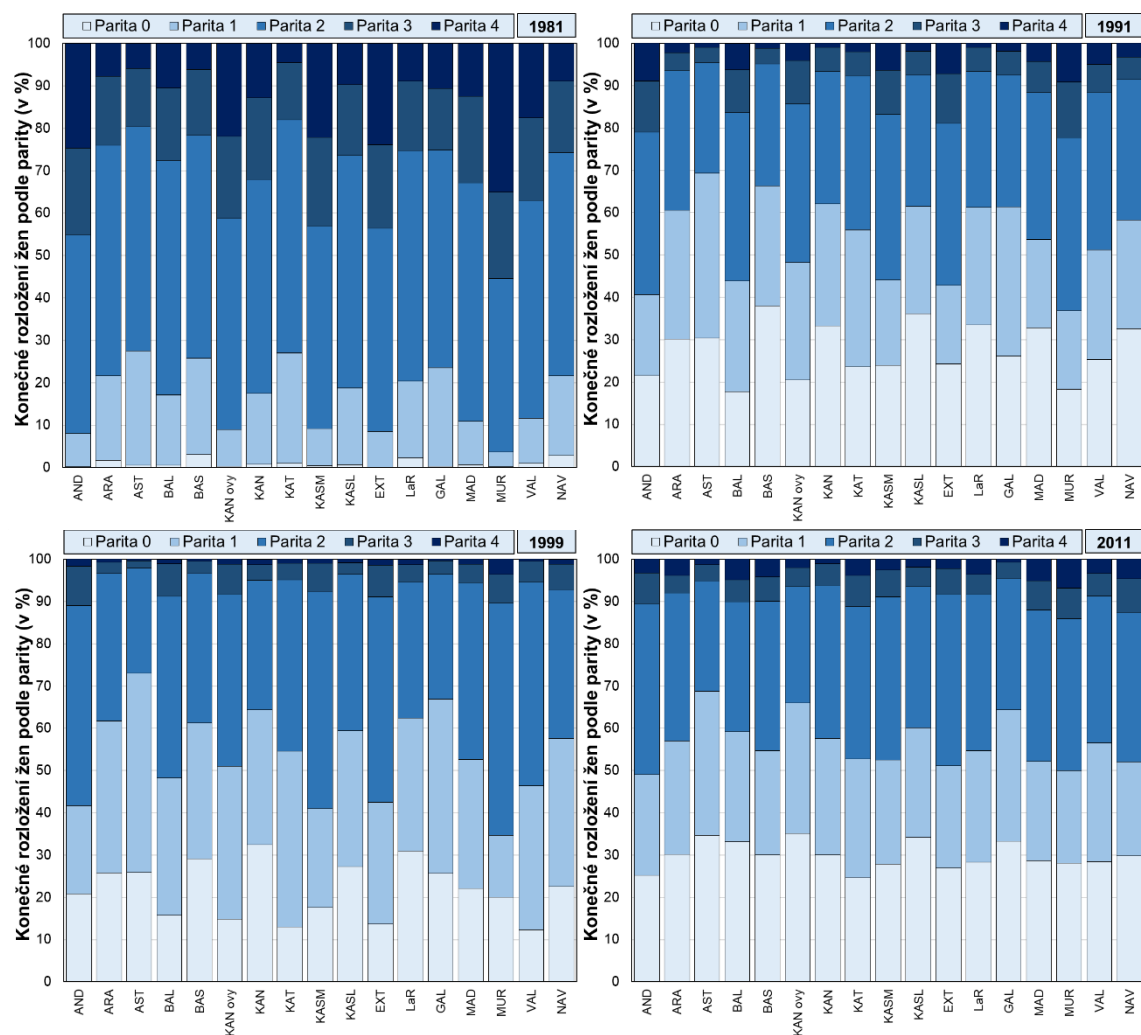
Rok 1981 se od všech následujících odlišoval zejména v zanedbatelném zastoupení bezdětných žen i v relativně nízkém podílu žen s jedním dítětem v konci jejich reprodukčního období (obrázky 23–26). V regionech se spíše vyšší plodností byla i jen každá desátá žena charakterizována těmito paritami. Regiony se příliš neodlišovaly v zastoupení žen se dvěma dětmi, ale díky ukazatelům za parity tři a čtyři se některé regiony vyselektovaly. Například v Andalusii, Murcii, Kastilii La-Mancha, Extremaduře nebo na Kanárských ostrovech dosahovalo těchto vyšších parit až 40 % žen.

Záhy v roce 1991 nastal rapidnější nárůst v zastoupení žen s maximálně jedním dítětem. V regionech Aragonie, Asturie, Baskicko, Kantábrie, Katalánsko, Kastilie-La Mancha, La Rioja a Galicie se tyto parity týkaly až poloviny žen ve věku 44 let. Z obrázku 24 lze vyčíst, že nárůst zastoupení této populace se stal zejména na úkor žen se třemi nebo čtyřmi dětmi. Podíl žen s paritou dva zůstal oproti předchozímu období prakticky nezměněn.

Rok 1991 může být v mnohém podoben i následujícímu sledovanému období, sice 1999. I v tomto roce docházelo ke snižování podílu žen s paritami tři a čtyři. Poznatky z předchozích kapitol umožňují vznik myšlenky, že případné snižování intenzity plodnosti v roce 1999 oproti 1991, které se událo například v Andalusii, Galicii, Murcii, nebo na Baleárských ostrovech, mohlo mít původce v mírných nárůstech v podílech žen se dvěma dětmi vůči ženám s paritami vyššími, nikoli v dalším narůstání podílu žen s paritou jedna a nula.

Obrázek 26 za rok 2011 je na první pohled lehce sourodější, než leta předchozí. Toto vytvořilo prostředí pro snazší identifikaci odlišujících se regionů. Například v Asturii platilo, že téměř 7 z 10 tamních žen nemělo dítě vůbec, či mělo maximálně jedno. V tomto AS, Kastilii La-Mancha, Galicii nebo i na Kanárských ostrovech zůstávalo ve věku 44 až 30 % žen bez potomků. Celkovou PATFR zmíněných AS tvořilo tím pádem jenom 70 % z žen, které do výpočtu ukazatele vstupovaly. V některých regionech (Madrid, Navarra nebo Baskicko) je viditelné navýšení podílu žen s konečnou paritou tři a čtyři oproti roku 1999, jenž je na obrázku 25.

**Obr. 23–26: Rozložení tabulkové populace podle parity v konci reprodukčního období v rocích 1981, 1991, 1999 a 2011**

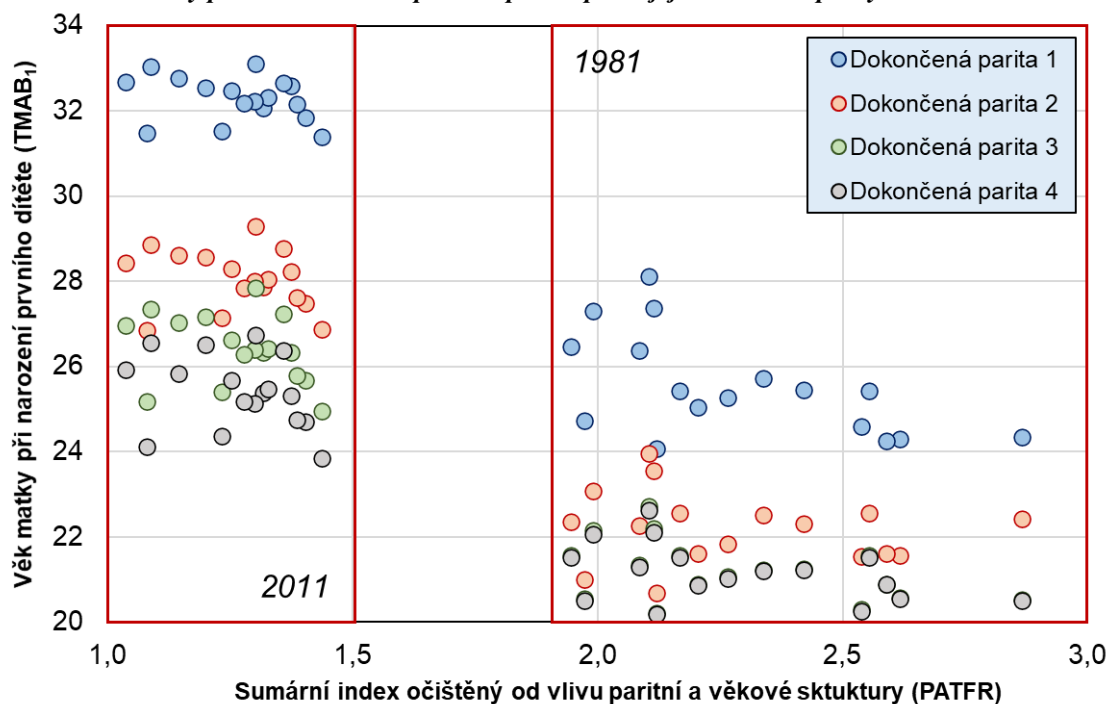


**Zdroj:** vlastní výpočet

## 6.4 Průměrný věk matek při rození dětí podle dokončené parity

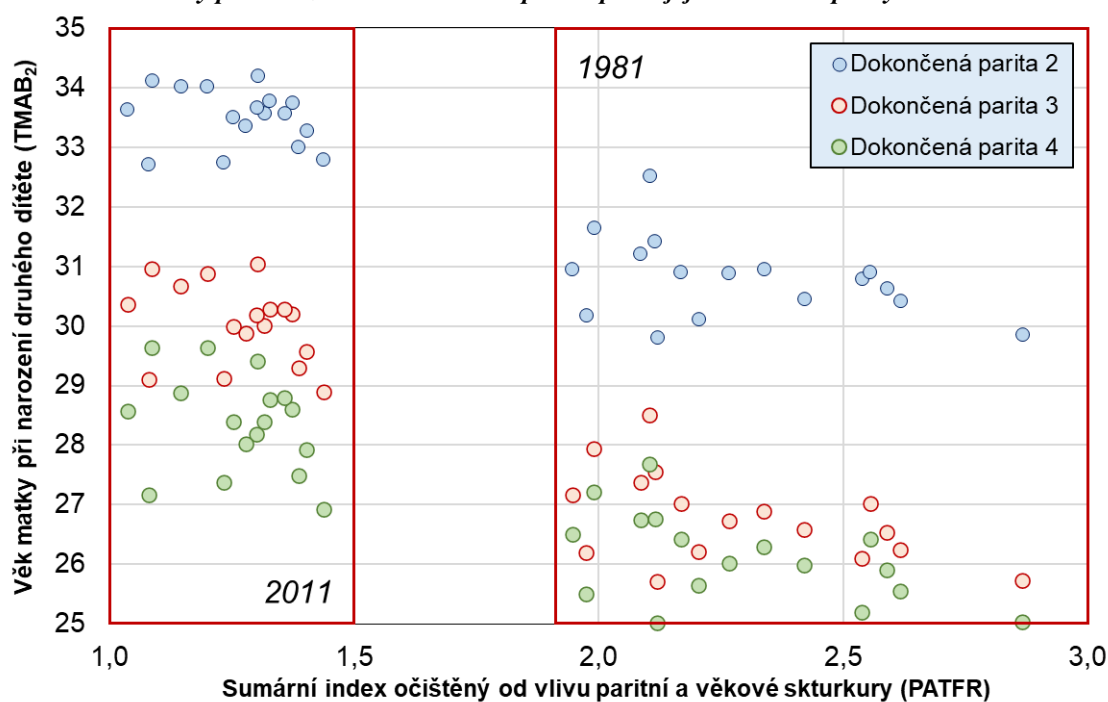
Na obrázcích 27 až 29 jsou proti sobě vyneseny dvě proměnné – PATFR a  $TMAB_{ij}$ . Cílem není investigace vztahu mezi nimi, nýbrž zobrazení výši  $TMAB_{ij}$  v AS v letech 1981 a 2011. Proměnná PATFR pouze napomáhá rozdělovat body do dvou oblaků právě podle roku, k němuž náležejí.

Obr. 27: Věk matky při narození dítěte prvního pořadí podle její dokončené parity



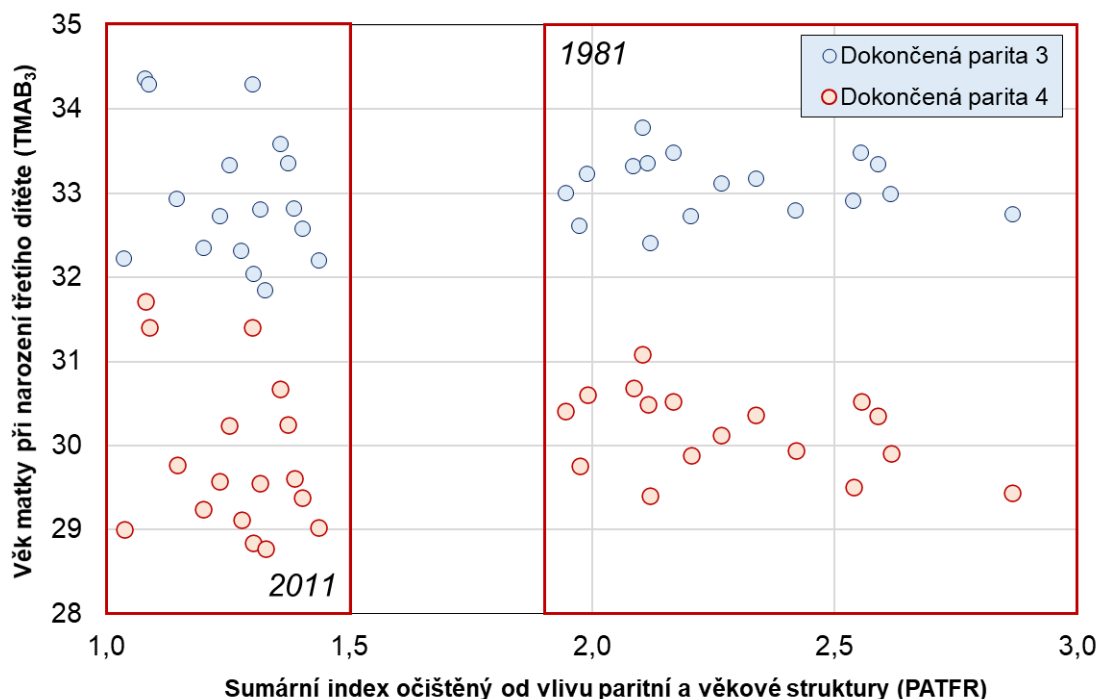
Zdroj: vlastní výpočet

Obr. 28: Věk matky při narození dítěte druhého pořadí podle její dokončené parity



Zdroj: vlastní výpočet

Obr. 29: Věk matky při narození dítěte třetího pořadí podle její dokončené parity



Zdroj: vlastní výpočet

Pro všechna pořadí je patrný rozdíl v  $TMAB_{i,j}$  mezi ženami, které porozením dítěte daného pořadí dosáhly své konečné parity a těmi, jejichž reprodukční dráhy v momentě porazení dítěte daného pořadí ještě nedospěly ke svému konci. Markantní je rozdíl mezi ženami s dokončenou paritou jedna a zbytkem exponované populace. Ten v roce 1981 činil zhruba lehce přes dva roky a v roce 2011 čtyři (obrázek 27). Pro pořadí druhé byla situace inverzní v tom smyslu, že větší rozdíl mezi ženami, jejichž druhé dítě bylo zároveň poslední a ženami s vyššími dokončenými paritami, byl v roce 1981, nikoli v 2011. Vyplývá, že v roce 1981 to nemusel být v první řadě výrazně vyšší věk při narození dítěte prvního pořadí, co vedlo ženy k setrvání v paritě jedna, ale naopak by mohlo být docházeno k myšlence, že u pořadí dvě to mohl být právě relativně vyšší věk při narození dítěte druhého pořadí, co by mohlo limitovat ženy s dokončenou paritou dvě v dalším progresu (obrázek 28).

Za pozornost možná stojí i skutečnost, že v roce 2011 se  $TMAB_{1,j=3,4}$  a  $TMAB_{2,j=3,4}$  odlišují více podle toho, jedná-li o dokončenou paritu tři nebo čtyři. Na obrázku 27 lze vidět, že datové body týkající se  $TMAB_{1,j=3}$  a  $TMAB_{1,j=4}$  se v roce 1981 téměř kryjí, však za rok 2011 jsou body za čtvrtou paritu mírně níže hodnot za třetí.

Věk matky při narození třetího dítěte podle toho, zda bude mít ještě jedno další, či nikoli, se rovněž mírně odlišoval, zejména v roce 1981. Obrázek 29 je od dvou předchozích také odlišný v tom, že shluk za rok 2011 není posunut výše po vertikální ose grafu, tj., že věk při narození třetího dítěte nebyl v posledním sledovaném období nijak vyšší, než v roce 1981. Při pohledu na obrázek 29 v kontextu s předchozími může pozornost rovněž poutat skutečnost, že body  $TMAB_{1,j=1}$ ,  $TMAB_{2,j=2}$  a  $TMAB_{3,j=3}$  v roce 2011 za jednotlivé regiony jsou rozesety přibližně v rozmezí 32 až 34 let nehlédě na pořadí narození dítěte. Poslední děti se tedy ženám v roce 2011 rodily přibližně v tomtéž věku, nehlédě na jejich pořadí. U dat za rok 1981 obdobné tvrzení uplatnit nelze, neboť se věky při narození posledních dětí lišily v závislosti na pořadí narození dítěte.

Ačkoli hlavním posláním obrázků 27–29 není zobrazovat souvislost mezi intenzitou plodnosti a věkem matek při rození dětí, nelze nepodtrhnout poměrně nápadný, nepřímý úměrný vztah mezi těmito dvěma proměnnými u pořadí prvního a druhého. U vyšších pořadí by však již nemuselo platit, že regiony se spíše nižší plodností mají spíše vyšší věk matky při narození dítěte daného pořadí a opačně.

Nabízí se otázka, k čemu by uvedené mohlo být potenciálně využíváno. Pavlík et al. (1986) píše, že „*doba od předchozího porodu k narození dítěte  $n$ -tého pořadí se označuje jako meziporodní interval*“ (Pavlík et al., 1986, s. 288). Podle Burcina (2018) je možné meziporodní intervaly počítat z ukazatele průměrné doby od sňatku do narození dítěte podle pořadí, a to zřejmě proto, že se jedná o dobu mezi dvěma událostmi, které se musely „skutečně“ stát, poněvadž je sledována doba uplynulá mezi sňatkem a narozením dítěte v manželství, které oním sňatkem začalo. Vyplývá, že kdyby se spočítal rozdíl mezi průměrným věkem matky při narození dítěte pořadí  $i$  a průměrným věkem matky při narození dítěte pořadí  $i + 1$ , mohlo by meziporodního intervalu být rovněž dosaženo, ale jenom za podmínky, že by ono dítě do pořadí  $i$  porodily pouze ženy, které k dítěti pořadí  $i + 1$  skutečně pokročí<sup>23</sup>. A možnost pro identifikaci žen, jejichž dokončená parita není rovna pořadí narozeného dítěte, nabízí také výše uvedená metoda.

<sup>23</sup> Pouhý rozdíl mezi  $TMAB_i$  a  $TMAB_{i+1}$  meziporodním intervalem není, i protože by zjevně mnohdy (zejména za časů nižší plodnosti) vycházel zápornými čísly.

## Kapitola 7

### Závěr

Rozdíly v různých ukazatelích plodnosti mezi autonomními společenstvími Španělska se během sledovaných let vytrácely a pro tuto zemi typická severojižní regionalizace slábla, avšak i v roce 2011 byla, byť výjimkami mírně narušená, stále patrná. Typickou tvář jihu byly regiony Andalusie a Murcie, vyznačující se relativně vyššími intenzitami plodnosti ve všech pořadích, vyššími pravděpodobnostmi přechodu žen do vyšších parit a spíše dřívějším vstupem žen do rodičovství. Ukazatele za severně položená AS však neindikují jednoznačnou vnitřní homogenitu tohoto území, tudíž jej není snadné souhrnně charakterizovat skrze jediný vybraný prototyp. V roce 1981 byly nejnižší hodnoty ukazatelů vyjadřující intenzitu plodnosti soustředěny spíše na severovýchodě Španělska, například v Baskicku nebo Navaře. Během následujících let se tato minima soustředila již spíše v severozápadních regionech státu, například Galicii, či Asturii.

Základní míry variability různých ukazatelů tezi o mizení rozdílů napříč AS rovněž podporují. Oproti tomu však vznikem, po různých stránkách plodnosti, prakticky totožných celků<sup>24</sup>, se veškeré odchylky od průměrných hodnot staly relativně více nápadné a na povrch se vynořila snadněji identifikovatelná specifika některých AS. Takovým jedinečným AS je například Baskicko, které, i navzdory relativně vysokému věku matek při rození dětí, vykazovalo spíše vyšší plodnost v porovnání s ostatními regiony. Opomenout nelze rovněž difference pozorované v ukazatelích za Madrid, v němž již od roku 1991 zůstávala zhruba polovina žen na konci reprodukčního období buď bezdětná, nebo s jedním dítětem. Vysoká míra stability však nebyla běžná pro jiné madridské ukazatele, například pravděpodobnosti zvětšování rodiny o dítě třetího a dalšího pořadí zažily v roce 1999 prudký pokles, načež v roce 2011 opět vzrostly.

Jedním z cílů práce byla také implementace dílčích ukazatelů, jež lze odvozovat z tabulek plodnosti. Jednalo se především o dva druhy pravděpodobností a věk matky při narození dítěte podle pořadí a ukončené parity. Na základě ukazatele vypovídajícího o pravděpodobnosti, že žena až do konce svého reprodukčního období nezůstane bezdětná za rok 1981, lze v první řadě říci, že data za rok 1981 jsou defacto nekomparativní s následujícími obdobími, neboť z hodnot tohoto ukazatele ve věku 15 let, kdy je roven jedné, lze detekovat absenci svobodných žen v datech o rozložení žen podle parity v roce 1981.

<sup>24</sup> Např. Andalusie, Valencie a Murcie, nebo Asturie a Galicie, Kanárské ostrovy a Baleárské, nebo Aragonie a Navarra.

V následujících letech bylo nejzřetelnější zužování regionálních rozdílů v hodnotách této pravděpodobnosti ve věku 15, kdy v letech 1991 a 1999 byl rozdíl mezi regionem s maximální a minimální hodnotou přibližně 0,2, načež v roce 2011 se žádný region nijak výrazně nevzdaloval od hodnoty 0,7.

Druhá pravděpodobnost, v práci značená  $r_i(x)$ , vyjadřovala podíl žen, které ani po dosažení určitého věku nepostoupily do vyšší parity. V tomto ohledu se opět odlišovala data zejména za rok 1981, kdy podíl žen, jež zůstaly v přesném věku s jedním, dvěma i třemi dětmi postupně klesal s narůstajícím věkem. Takový průběh korespondoval s modelem brzkého vstupu do rodičovství a frekventovaného postupu žen k vyšším paritám. Následující roky již ovlivňovaly změny v reprodukčním chování, často spjaté s teorií druhého demografického přechodu. Reprodukční dráhy žen poznamenával pozdější vstup do rodičovství, což je patrné i v křivkách  $r_i(x)$ . Kolem 25. roku jsou v nich přítomny nepravidelnosti narušující sestupný trend, jejichž příčinou byla zjevně skutečnost, že se jednalo o věk, kolem něhož se nejčastěji děly přesuny mezi paritními kategoriemi v TTP. V některých regionech (Aragonie, Valencie) existovala v letech 1999 a 2011 relativně nízká pravděpodobnost setrvání žen u počtu dětí tři, což mohlo svědčit o možném výskytu dvou subpopulací v těchto AS, sice oněch s maximálně dvěma dětmi a oněch s více než třemi dětmi.

Dále byly v práci desagregovány tabulkové počty narozených nejen podle věku matky, ale i podle její dokončené parity. Bylo zjištěno, že věk matek, jejichž dokončená parita byla jedna či dva, byl ve všech AS vyšší, než věk matek, které porozením prvního ani druhého dítěte nenaplnily svůj konečný počet dětí. Zejména v roce 2011 bylo patrné, že věk matek při narození prvního dítěte s konečnou paritou jedna se v regionech pohyboval kolem 32 let, kdežto tentýž ukazatel, vztahující se k ženám s vyššími dokončenými paritami, nedosahoval mnohdy ani 30 let. Totéž platilo i pro pořadí druhé, avšak výraznější rozdíl vykazovala zejména data za rok 1981, kdy byl věk žen s dokončenou paritou dva znatelně vyšší, než u žen postupujících do vyšších parit. Pro dokončené parity tři a čtyři nebyl evidentní vzrůst věku matek při rození dětí do třetího pořadí mezi lety 1981 a 2011.

Smyslem práce byla rovněž detekce úskalí, která s sebou analýza plodnosti skrze ukazatele TTP přináší. Za asi primární problém by bylo možné považovat všechna rizika při práci s rozložením žen podle parity. Tato data bývají dostupná jen v době rozhodného okamžiku cenzu a nejeví se, že by se zcela regulérně odhadovala i během intercenzálních let. Jako na úskalí by rovněž mohlo být nahlíženo i na otázky vyvstávající okolo relevance využívání tabulek života pro analýzu plodnosti. Ačkoli HFD (2019) předestírá široké spektrum možností uplatnění metody a řada studií je TTP skutečně věnována, mívají modely nazývané „tabulky plodnosti v syntetických kohortách“ mírně odlišný charakter, než ty, jež jsou konstruovatelné podle metodologie HFD. Například v nich události nebývají řazeny podle věku matky, nýbrž podle doby uplynulé od sňatku, či podle parity žen, na základě čehož by se mohla nabízet myšlenka, že je poměrně realistické považovat TTP za spíše zastaralou metodu. V řadě zemí totiž v současné době nemusí být relevantní vnímání sňatečnosti jako procesu dominantně determinujícího plodnost. Studie zaměřující se na TTP řazené podle parity studují ženy až do parit deset či patnáct a bývají aplikovány na data z průzkumů plodnosti organizovaných UN v rozvojových státech, na základě čehož by asi mohlo být usuzováno, že vznikaly v první

řadě v zemích, kde nebyla dostupná dostatečně kvalitní data data pro studium plodnosti, a v dobách, kdy mohlo být relevantní členit populaci žen až do parit deset, či i výš. Ostatně mnohé citované texty samy o sobě byly často publikovány v dobách poměrně minulých.

Na druhou stranu lze spatřovat i jiné, „optimističtější“ úhly pohledu. Například Kohler a Ortega (2004) pátrají po alternativních ukazatelích plodnosti, jejichž senzitivita vůči změnám v časování plodnosti by byla eliminována, či aspoň snížena. Píší o různých metodách adjustování měr plodnosti a dále diskutují možnosti jejich uplatnění při konstrukcích analogických, však sofistikovanějších modelů. Díky jejich úvahám může být viděn veliký prostor pro další práci v tomto směru. „*Model je abstraktní reprezentace části opravdového světa, konstruovaný za účelem rozumět, vysvětlit, kontrolovat a předpovídat,*“ (Burch, 2017) a právě model podobný TTP podle metodologie HFD, jehož inputem by však například nebyly klasické míry plodnosti, by možná mohl mít hlubší potenciál svou definici naplňovat.



## SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

- ADSERA, Alicia. Marital fertility and religion in Spain, 1985 and 1999. *Population Studies*. Vol. 60: 2, s. 205–221, 2006. Dostupné z WWW: <https://doi.org/10.1080/00324720600684817>.
- ARPINO, Bruno, and PATRÍCIO TAVARES, Lara. Fertility and Values in Italy and Spain: A Look at Regional Differences within the European Context. *Population Review*. Vol. 52 no. 1. 2013. Dostupné z WWW: <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.824.2510&rep=rep1&type=pdf>.
- BAIZÁN, Pau. Regional Child Care Availability and Fertility Decisions in Spain. *Demographic Research*. Vol. 21, s. 803–842. 2009. Dostupné z WWW: [www.jstor.org/stable/26349363](http://www.jstor.org/stable/26349363).
- BECKER, Gary S. An Economic Analysis of Fertility. In ROBERTS, George B. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Columbia University Press, 1960. s. 209–240. Dostupné z WWW: <http://www.nber.org/chapters/c2387>.
- BONGAARTS, John. A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility. *Population and Development Review*. Vol. 4, no. 1, 1978, s. 105–132. Dostupné z WWW: [https://www.jstor.org/stable/1972149?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/1972149?seq=1#metadata_info_tab_contents).
- BONGAARTS, John, and FEENEY, Griffith. On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*. Vol. 24, no. 2, s. 271–291. 1998. Dostupné z WWW: [https://www.jstor.org/stable/2807974?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2807974?seq=1#metadata_info_tab_contents).
- BRASS, William. Cohort and time period measures of quantum fertility: Concepts and methodology. In BECKER H. A. (ed.). *Life Histories and Generations*. Utrecht: University of Utrecht, 1990. vol. 2, s. 455–476.
- BRODMANN, Stefanie, ESPING-ANDERSEN, Gosta, GÜELL, Maia. When Fertility is Bargained: Second Births in Denmark and Spain. *European Sociological Review*. Vol. 23, Issue 5, December 2007, s. 599–613. Dostupné z WWW: <https://doi.org/10.1093/esr/jcm025>.

- BURCH, Thomas K. Model-Based Demography. In BURCH, Thomas K, *Essays on Integrating Data, Technique and Theory*. Department of Sociology and Population Research Group. University of Victoria, Victoria, Canada: Springer, 2017. ISBN: 978-3-319-65433-1. Dostupné z WWW: <https://link.springer.com/book/10.1007/978-3-319-65433-1#authorsandaffiliationsbook>.
- BURCIN, Boris. Demografická analýza II. [cvičení]. Praha: Přírodovědecká fakulta UK. 17. 4. 2018.
- BURCIN, Boris a KUČERA, Tomáš. *Changes in Fertility and Mortality in the Czech Republic: An Attempt of Regional Demographic Analysis*. In KUČERA, T., KUČEROVÁ, O.V., OPARA, O.B., SCHAICH, E. (eds). *New Demographic Faces of Europe*. Berlin, Heidelberg: Springer, 2000.
- BUSSLER, Alexandra. *Labour Supply and Fertility in Spain. A Regional Analysis of Interdependencies*. Lund University. 2016. Dostupné z WWW: <https://pdfs.semanticscholar.org/c1d2/e66fd76896b04459120c35b3709e3a230278.pdf>.
- CABRÉ PLA, Anna. Facts and Factors on Low Fertility in Southern Europe: The Case of Spain. *Journal of Population and Social Security*. Barcelona: Centre d'Estudis Demogràfics, 2003. s. 309-321. Dostupné z WWW: [http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/14459/1/pie\\_dp157.pdf](http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/14459/1/pie_dp157.pdf).
- CAREY, James R. The multiple decrement life table: a unifying framework for cause-of-death analysis in ecology. *Oecologia*. Vol. 78, s. 131–137. 1989. Dostupné z WWW: <https://doi.org/10.1007/BF00377208>.
- CASELLI, Graziella, VALLIN, Jacques a WUNSCH, Guillaume. *Demography: analysis and synthesis*. Amsterdam: Elsevier, 2005. ISBN 0-12-765660-X.
- D'ADDIO, Anna Ch., and D'ERCOLE, Marco M. *Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies*. In OECD Social, Employment and Migration Working Papers. Paris: OECD Publishing, 2005. No. 27. Dostupné z WWW: <https://doi.org/10.1787/880242325663>.
- DARSKY, Leonid, and SCHERBOV, Sergei. Parity-Progression Fertility Tables for the Nationalities of the USSR. IIASA Working Paper. Laxenburg, Austria: IIASA, 1990. Dostupné z WWW: <http://pure.iiasa.ac.at/id/eprint/3402/>.
- DELGADO, Margarita P., and LIVI-BACCI, Massimo. Fertility in Italy and Spain: The Lowest in the World. *Family Planning Perspectives*. vol. 24, no. 4, 1992, s. 162–171. Dostupné z WWW: [https://www.jstor.org/stable/2136019?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/2136019?seq=1#metadata_info_tab_contents).
- DELGADO, Margarita, LÓPEZ, Zamora, BARRIOS, Laura. Déficit de fecundidad en España: factores demográficos que operan sobre una tasa muy inferior al nivel de reemplazo. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*. 2006. Vol. 115. s. 197–222. Dostupné z WWW: <https://www.ingentaconnect.com/contentone/cis/reis/2006/00000115/00000001/art00007?crawler=true&mimetype=application/pdf>.

DELGADO, Margarita P., MEIL, Gerardo and LÓPEZ, Francisco Z. Spain: Short on Children and Short on Family Policies. *Demographic Research*. vol. 19, 2008, s. 1059–1104.

Dostupné z WWW: [www.jstor.org/stable/26349268](http://www.jstor.org/stable/26349268).

DEVOLDER, Daniel, ORTIZ, Elsa, ZEMAN, Karel. *Human Fertility Database*

*Documentation: Spain*. 2018. Dostupné z WWW:

<https://www.humanfertility.org/Docs/ESP/ESPcom.pdf>.

DUCHÊNE, J., GABADINHO, A., WILLEMS M., WANNER P. *Study of low fertility in the regions of the European Union: places, periods and causes*. Luxembourg: Wanner Institut de démographie, Université Catholique de Louvain, Office for Official Publications of the European Communities, 2004. Dostupné z WWW:

[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-CC-04-005/EN/KS-CC-04-005-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-CC-04-005/EN/KS-CC-04-005-EN.PDF).

EAMONN, R. Maher. Imprinting and assisted reproductive technology. *Human Molecular Genetics*. Vol. 14, Issue 15, April 2005, s. 133–138. Dostupné z WWW:

<https://doi.org/10.1093/hmg/ddi107>.

ESPENSHADE, Thomas J. and EISENBERG BRAUN, Rachel. Life Course Analysis and Multistate Demography: An Application to Marriage, Divorce, and Remarriage. *Journal of Marriage and Family*. Vol. 44, no. 4, s. 1025–1036. 1982. Dostupné z WWW:

[https://www.jstor.org/stable/351461?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/351461?seq=1#metadata_info_tab_contents).

ESPING-ANDERSEN, Gøsta, ARPINO, Bruno, BAIZÁN, Pau, BELLANI, Daniela, CASTRO-MARTÍN, Teresa, CREIGHTON, Mathew J., VAN DAMME, Maïke, DELCLÒS, Carlos Eric, DOMÍNGUEZ, Marta, GONZÁLEZ, María José, LUPPI, Francesca, MARTÍN-GARCÍA, Teresa, PESSIN, Léa, RUTIGLIANO, Roberta. *The Fertility Gap in Europe: Singularities of the Spanish Case. Social Studies Collection*. Barcelona: "la Caixa" Welfare Projects, 2013. ISBN: 978-84-9900-099-2. Dostupné z WWW:

[https://www.researchgate.net/publication/260105825\\_The\\_Fertility\\_Gap\\_in\\_Europe\\_Singularities\\_of\\_the\\_Spanish\\_Case](https://www.researchgate.net/publication/260105825_The_Fertility_Gap_in_Europe_Singularities_of_the_Spanish_Case).

FREJKA, Tomas. Overview Chapter 2: Parity distribution and completed family size in Europe. *Demographic Research*. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research, 2008.

Vol. 19 (4), s. 47–72. Dostupné z WWW: <https://www.demographic-research.org/volumes/vol19/4/19-4.pdf>.

GOLDBECK, Amanda L. A multiple decrement fertility table based on parity. *Mathematical Biosciences*. Vol. 79, Issue 1, s. 73–86. 1986. Dostupné z WWW:

<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0025556486900179>.

GUTIÉRREZ SANCHÍS, Ana Teresa. *Regional comparative of Spain through economic and demographic indicators (1975-2017)*. Dostupné z: Portugal: University of Aviero, 2019.

Dostupné z WWW:

[https://repositorio.comillas.edu/xmlui/bitstream/handle/11531/42662/ATAS\\_APDRcongres2019\\_Ana%20Guti%3%a9rrez%20Sanchis.pdf?sequence=-1&isAllowed=y](https://repositorio.comillas.edu/xmlui/bitstream/handle/11531/42662/ATAS_APDRcongres2019_Ana%20Guti%3%a9rrez%20Sanchis.pdf?sequence=-1&isAllowed=y).

- HENDL, Jan. *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. Praha: Portál, 2015. Vydání 5. ISBN: 978-80-262-0981-2.
- HFD. *Methods protocol for the Human Fertility Database*. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). 2015. Dostupné z WWW: <http://www.humanfertility.org/Docs/methods.pdf>.
- HFD. *Frequently asked questions: How can I use period fertility tables?* Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). 2019. Dostupné z WWW: <https://www.humanfertility.org/cgi-bin/faq.php#reg31>.
- HOORENS, Stijn, CLIFT, Jack, STAETSKY, Laura, JANTA, Barbara, DIEPEVEEN, Stephanie, MORGAN, Molly J., and GRANT, Jonathan. *Low fertility in Europe: Is there still reason to worry? Case study: Spain*. Santa Monica, California: RAND Corporation, 2011. s. 45–53. Dostupné z WWW: <https://www.rand.org/pubs/monographs/MG1080.html>.
- HOEM, J. M and FONG, M. *A Markov chain model of working life tables: a new method for the construction of tables of working life*. Working Paper No. 2. Laboratory of Actuarial Mathematics. University of Copenhagen. 1976. Dostupné z WWW: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/03461238.1977.10405621?journalCode=sact20>.
- CHALUPA, Jiří. *Dějiny Španělska*. Praha: NLN, Nakladatelství Lidové noviny, 2017. Dějiny států. ISBN 978-80-7422-525-3.
- INE. *Fertility Survey Methodology*. 1999. Dostupné z WWW: <https://www.ine.es/daco/daco42/analisci/fecundi/notafec99.pdf>.
- INE. *Quality guidelines of the INE*. Last update: 1st June 2015. Dostupné z WWW: [https://www.ine.es/en/ine/codigobp/directrices\\_calidad\\_ine\\_en.pdf](https://www.ine.es/en/ine/codigobp/directrices_calidad_ine_en.pdf).
- IPUMS. *Frequently Asked Questions*. 2019. Dostupné z WWW: <https://international.ipums.org/international-action/faq#ques13>.
- JASILIONIENE, Aiva, JDANOV, Dimitri A., SOBOTKA Tomáš, ANDREEV Evgeny M., ZEMAN, Karel, SHKOLNIKOV, Vladimir M., GOLDSTEIN, Joshua R., PHILIPPOV Dimiter, and RODRIGUEZ, German. *Methods Protocol for the Human Fertility Database*. Rostock, MPIDR. 2009a. Dostupné z WWW: <http://www.humanfertility.org/Docs/methods.pdf>.
- JASILIONIENE, Aiva, SOBOTKA, Tomáš, ANDREEV, Evgeny M., JDANOV, Dmitri A., ZEMAN, Karel. SHKOLNIKOV, Vladimir M., GOLDSTEIN, Joshua R. *Fertility Tables in the Human Fertility Database*. 2009b. Dostupné z WWW: <https://epc2010.princeton.edu/papers/100341>.
- KALIBOVÁ, Květa. *Zaměstnání rodičů, výchova dětí a očekávaná role státu. Sňatek a rodina: zájem soukromý nebo veřejný?*. Praha: Univerzita Karlova, Přírodovědecká fakulta, katedra demografie a geodemografie, 2006. s. 128–138. ISBN 80-86561-93-3.

- KOHLER, Hans-Peter, BILLARI Francesco C., and ORTEGA, José Antonio. The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s. *Population and Development Review*. 2002a. vol. 28: s. 641-680. Dostupné z WWW: [https://www.jstor.org/stable/3092783?seq=1#metadata\\_info\\_tab\\_contents](https://www.jstor.org/stable/3092783?seq=1#metadata_info_tab_contents).
- KOHLER, Hans-Peter, and ORTEGA, José Antonio. *Measuring Low Fertility: Rethinking Demographic Methods*. In MPIDR WORKING PAPER. Max Planck Institute for Demographic Research, 2002b. Dostupné z WWW: <https://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2002-001.pdf>.
- KOHLER, Hans-Peter, and ORTEGA, José Antonio. Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures: Assessing the Implications of Delayed Childbearing for Cohort Fertility in Sweden, the Netherlands and Spain. *Demographic Research*, vol. 6, 2002c, s. 145–190. Dostupné z WWW: [www.jstor.org/stable/26348045](http://www.jstor.org/stable/26348045).
- KOHLER, Hans-Peter, and ORTEGA, José Antonio. Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility. *Demographic Research*, vol. 6, 2002d, s. 91–144. Dostupné z WWW: [www.jstor.org/stable/26348044](http://www.jstor.org/stable/26348044).
- KOHLER, Hans-Peter, and ORTEGA, José Antonio. Old Insights and New Approaches: Fertility Analysis and Tempo Adjustment in the Age-Parity Model. *Vienna Yearbook of Population Research*. Vol. 2, 2004, s. 57–89. Dostupné z WWW: [https://www.researchgate.net/profile/Jose\\_Ortega10/publication/37737273\\_Old\\_Insights\\_and\\_New\\_Approaches\\_Fertility\\_Analysis\\_and\\_Tempo\\_Adjustment\\_in\\_the\\_Age-Parity\\_Model/links/0046352f8b9133578b000000.pdf](https://www.researchgate.net/profile/Jose_Ortega10/publication/37737273_Old_Insights_and_New_Approaches_Fertility_Analysis_and_Tempo_Adjustment_in_the_Age-Parity_Model/links/0046352f8b9133578b000000.pdf).
- KREYENFELD, M., and KONIETZKA D. *Analyzing Childlessness*. In KREYENFELD M., and KONIETZKA D. (eds). *Childlessness in Europe: Contexts, Causes, and Consequences. Demographic Research Monographs (A series of the Max Planck Institute for Demographic Research)*. Cham: Springer, 2017. Dostupné z WWW: <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2F978-3-319-44667-7.pdf>.
- LEDENT, Jacques. Some Methodological and Empirical Considerations in the Construction of Increment-Decrement Life Tables. *IIASA Research Memorandum*. IIASA, Laxenburg, Austria: 1978. Dostupné z WWW: <http://pure.iiasa.ac.at/id/eprint/972/>.
- LEDENT, Jacques. Multistate Life Tables: Movement versus Transition Perspectives. *Environment and Planning & Economy and Space*. Vol. 12, no. 5, s. 533–62. May, 1980. Dostupné z WWW: <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1068/a120533#articleCitationDownloadContainer>.
- LERIDON, Henri. Human fecundity: situation and outlook. *Population & Societies*. 2010 No. 471. Dostupné z WWW: <https://pdfs.semanticscholar.org/001e/5a5c887c9acffd0e064b3f2b6bfe66d97d37.pdf>.

- LUTZ, Wolfgang. *Distributional Aspects of Human Fertility: A Global Comparative Study*. New York: Academic Press, 1989. Dostupné z WWW: <http://pure.iiasa.ac.at/id/eprint/3213/1/XB-89-602.pdf>.
- LUTZ, Wolfgang. Education Will Be at the Heart of 21st Century Demography. *Vienna Yearbook of Population Research*, vol. 8, 2010, s. 9–16. Dostupné z WWW: [www.jstor.org/stable/23025506](http://www.jstor.org/stable/23025506).
- MEIL, Gerardo. The Evolution of Family Policy in Spain. *Marriage & Family Review*. The Haworth Press, 2006. Vol. 39: 3–4, s. 359–380. Dostupné z WWW: [https://doi.org/10.1300/J002v39n03\\_07](https://doi.org/10.1300/J002v39n03_07).
- MOULTRIE, Tom A., DORRINGTON, R. E., HILL, A. G., HILL, K., TIMAEUS I. M., ZABA, B (eds). *Tools for Demographic Estimation*. Paris: International Union for the Scientific Study of Population, 2013. Dostupné z WWW: [https://www.researchgate.net/publication/232068985\\_Tools\\_for\\_Demographic\\_Estimation](https://www.researchgate.net/publication/232068985_Tools_for_Demographic_Estimation).
- OECD & Spain Ministry of Education and Science. *Country background report 2008: Spain*. In OECD thematic review of tertiary education. Paris: OECD Publishing, 2008. Dostupné z WWW: <http://www.oecd.org/dataoecd/18/46/41014632.pdf>.
- OECD. *Education at a Glance 2011: Highlights*. OECD Publishing, 2011. Dostupné z WWW: [http://dx.doi.org/10.1787/eag\\_highlights-2011-en](http://dx.doi.org/10.1787/eag_highlights-2011-en).
- OLIVARES, David Cervera, and ESCUDERO, Guillermo Gil. *La Importancia de las Evaluaciones: Referentes internacionales y calidad educativa*. In INFORME España 2017. Madrid: Cátedra José María Martín Patino de la Cultura del Encuentro, Universidad Pontificia Comillas, 2017. Dostupné z WWW: [https://web.upcomillas.es/wp-content/uploads/2017/12/Informe\\_Espana\\_2017.pdf](https://web.upcomillas.es/wp-content/uploads/2017/12/Informe_Espana_2017.pdf).
- PAVLÍK, Zdeněk, Alena ŠUBRTOVÁ a Jitka RYCHTAŘÍKOVÁ. *Základy demografie: celostátní vysokoškolská příručka pro studenty přírodovědeckých, ekonomických, filozofických a lékařských fakult*. Praha: Academia, 1986.
- POLESNÁ, Hana a KOCOURKOVÁ, Jiřina. *Je druhý demografický přechod stále relevantní koncept pro evropské státy?* Geografie. 3 (121), s. 390–418. 2016. Dostupné z WWW: [https://geografie.cz/media/pdf/geo\\_2016121030390.pdf](https://geografie.cz/media/pdf/geo_2016121030390.pdf).
- PRB. *Glossary*. © 2019 Population Reference Bureau. Dostupné z WWW: <https://www.prb.org/glossary/>.
- RALLU, Jean-Louis, TOULEMON, Laurent. Period Fertility Measures: The Construction of Different Indices and Their Application to France, 1946–89. *Population: An English Selection*. 1994. vol. 6, s. 59–93. Dostupné z WWW: [www.jstor.org/stable/2949144](http://www.jstor.org/stable/2949144).
- RAU, Roland, BOHK-EWALD, Christina, MUSZYNSKA Magdalena M, et al. *Visualizing mortality dynamics in the Lexis diagram*. New York: Springer; 2018. Dostupné z WWW: <https://www.springer.com/gp/book/9783319648187>.



- ROGERS, Andrei, and LEDENT, Jacques. Increment-Decrement Life Tables: A Comment. *Demography*. Vol. 13, no. 2, s. 287–290. 1976. Dostupné z WWW: [www.jstor.org/stable/2060807](http://www.jstor.org/stable/2060807).
- ROGERS, Andrei. Introduction to Multistate Mathematical Demography. *Environment and Planning & Economy and Space*. Vol. 12 (5), s. 489–498. 1980. Dostupné z WWW: <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1068/a120489>.
- RUGGLES, Steven, McCAA, Robert, SOBEK, Matthew, and CLEVELAND, Lara. The IPUMS collaboration: integrating and disseminating the world's population microdata. *Demographic Economy*. Vol. 8. Issue 02. June 2015. s. 203–216. Dostupné z WWW: <https://www.cambridge.org/core/journals/journal-of-demographic-economics/article/ipums-collaboration-integrating-and-disseminating-the-worlds-population-microdata/A2C5E674C40CFC4236400A6FB83306C7>.
- SCOMMENGHA, Paola. *Which Country Has the Oldest Population? It Depends on How You Define 'Old.'* PRB, September 25, 2019. Dostupné z WWW: <https://www.prb.org/which-country-has-the-oldest-population/>.
- SCHOEN, Robert, and LAND, Kenneth C. A General Algorithm for Estimating a Markov-Generated Increment-Decrement Life Table with Applications to Marital-Status Patterns. *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 74: 368, s. 761–776. 1979. Dostupné z WWW: <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/01621459.1979.10481029>.
- SHRYOCK, Henry S., SIEGEL, Jacob S. *The methods and materials of demography*. New York: Academic Press, 1976. Studies in population. ISBN 0-12-641150-6.
- SVOBODA, Pavel, NEMEŠKAL, Jiří. Nezaměstnanost v Česku v historickém pohledu. *Geografické rozhledy*, 24, č. 4, s. 28–29. 2015.
- SWANSON, Donald A. a SIEGEL, Jacob S., ed. *The methods and materials of demography*. 2. ed. San Diego: Elsevier, 2004. ISBN 0-12-641955-8.
- UBIETO ARTETA, Antonio. *Dějiny Španělska*. 3. dopl. vyd. Praha: Nakladatelství Lidové noviny, 2007. Dějiny států. ISBN 978-80-7106-836-5.
- UNITED NATIONS. *Manual X. Indirect techniques for demographic estimation*. New York: Department of International Economic and Social Affairs. POPULATION STUDIES. No. 81., 1983. Dostupné z WWW: <http://www.un.org/en/development/desa/population/publications/manual/estimate/demographic-estimation.shtml>.
- UNITED NATIONS. *Evaluation of Fertility Data Collected from Population Censuses*. United Nations Workshop on Census Evaluation Hanoi, Viet Nam 2–6 December, 2013. Dostupné z WWW: <https://unstats.un.org/unsd/demographic/meetings/wshops/Jordan/2014/docs/s11-UNSD.pdf>.

UNITED NATIONS. *Evaluation and Analysis of Fertility Data*. Regional workshop on the Production of Population Estimates and Demographic Indicators. Addis Ababa, 5–9 October, 2015. Dostupné z WWW:  
[https://www.un.org/en/development/desa/population/events/pdf/other/11/ppt\\_Fertility.pdf](https://www.un.org/en/development/desa/population/events/pdf/other/11/ppt_Fertility.pdf).

UNITED NATIONS. *Terminology*. 2019. Dostupné z WWW:  
<https://www.un.org/en/development/desa/population/publications/dataset/fertility/total-fertility.asp>.

WILLEKENS, F. J. Multistate Analysis: Tables of Working Life. *Environment and Planning and Economy & Space*. Vol. 12, no. 5, s. 563–88. May, 1980. Dostupné z WWW:  
<https://journals.sagepub.com/doi/10.1068/a120563>.

WILLEKENS, F. J, SHAH, I., SHAH M. J., RAMACHANDRAN, P. Multi-state analysis of marital status life tables: Theory and application. *Population Studies*. Vol. 36: 1, s. 129–144. 1982. Dostupné z WWW:  
<https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00324728.1982.10412568>.

ZEMAN, Karel. Dvacet let nízké plodnosti ve střední Evropě z pohledu alternativních ukazatelů plodnosti a vlivu na kohortní plodnost. In ČSÚ: *Dvacet let sociodemografické transformace. Sborník příspěvků XL. konference České demografické společnosti*. Brno, 27.–28. mája 2010, s. 27–43.



## SEZNAM ZDROJŮ DAT

COUNTRY ECONOMY. *National Depth of Spain*. [online]. Dostupné z WWW:

<https://countryeconomy.com/national-debt/spain>. Citováno 13. 11. 2019

EUROSTAT. Database. [online]. *Population on 1 January by age group, sex and NUTS 2 region*. Luxembourg: European Commission. Dostupné z WWW:

[https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo\\_r\\_pjangroup&lang=en](https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_r_pjangroup&lang=en).

Citováno 20. 11. 2019

EUROSTAT. Database. [online]. *Population on 1 January*. Luxembourg: European Commission. Dostupné z WWW:

<https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00001/default/table?lang=en>. Citováno 20. 11. 2019

EUROSTAT. Database. [online]. *Fertility indicators*. Luxembourg: European Commission.

Dostupné z WWW: [https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo\\_find&lang=en](https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_find&lang=en).

Citováno 28. 10. 2019

EUROSTAT. Database. [online]. Luxembourg: European Commission. Dostupné z WWW:

<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>. Citováno 20. 11. 2019

EUROSTAT. Gisco: *Eurostat regional yearbook*. [online]. Luxembourg: European

Commission. Dostupné z WWW: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistical-](https://ec.europa.eu/eurostat/statistical-atlas/gis/viewer/?config=config.json&mids=BKGCNT,C02M01,CNTOVL&o=1,1,0.7&ch=POP,C02&center=50.0958,20.00071,3&)

[atlas/gis/viewer/?config=config.json&mids=BKGCNT,C02M01,CNTOVL&o=1,1,0.7&ch=POP,C02&center=50.0958,20.00071,3&](https://ec.europa.eu/eurostat/statistical-atlas/gis/viewer/?config=config.json&mids=BKGCNT,C02M01,CNTOVL&o=1,1,0.7&ch=POP,C02&center=50.0958,20.00071,3&). Citováno 29. 10. 2019

HUMAN FERTILITY DATABASE. Database. [online]. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria). Dostupné z WWW:

<https://www.humanfertility.org/cgi-bin/country.php?country=ESP&tab=sj>. Citováno 20. 11.

2019

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *Birth Microdata files*. [online]. Dostupné

z WWW: <https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica>

[\\_C&cid=1254736177007&menu=resultados&idp=1254735573002#!tabs-1254736195443](https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177007&menu=resultados&idp=1254735573002#!tabs-1254736195443).

Citováno 26. 9. 2019

- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *Census 2011 microdata file (10 % sample)*. [online]. Dostupné z WWW: [https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736176992&menu=resultados&idp=1254735572981#!tabs-1254736195714](https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176992&menu=resultados&idp=1254735572981#!tabs-1254736195714). Citováno 28. 9. 2019
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *Fertility Survey 1999 microdata file*. [online]. Dostupné z WWW: [https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736177006&menu=resultados&idp=1254735573002#!tabs-1254736195425](https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177006&menu=resultados&idp=1254735573002#!tabs-1254736195425). Citováno 28. 9. 2019
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *INEbase*. [online]. Birth statistics, Vital statistics. Dostupné z WWW: [https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736177007&menu=resultados&idp=1254735573002#!tabs-1254736195442](https://www.ine.es/dyngs/INEbase/en/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736177007&menu=resultados&idp=1254735573002#!tabs-1254736195442). Citováno 28. 9. 2019
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *INEbase*. [online]. Short-term Fertility Indicator by Autonomous Community. Dostupné z WWW: <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=1441&L=1>. Citováno 20. 11. 2019
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *INEbase*. [online]. Short-term First-Marriage Indicator by sex and nationality (Spanish/Foreign). Dostupné z WWW: <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=1379&L=1>. Citováno 20. 11. 2019
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA. *INEbase*. [online]. Population by age, sex and Autonomous Community. [online]. Dostupné z WWW: <https://www.ine.es/jaxiT3/Tabla.htm?t=10262>. Citováno 20. 12. 2019
- INTEGRATED PUBLIC USE MICRODATA SERIES, International. Data: *Children ever born, Spain, Communities and Autonomous Cities 1981–2018*. [online]. Minneapolis, MN: Minnesota Population Center, 2019. Dostupné z WWW: <https://doi.org/10.18128/D020.V7.2>. Citováno 28. 9. 2019
- THE GLOBAL ECONOMY. Data. [online]. *Spain: Female labor force participation rate*. Dostupné z WWW: [https://www.theglobaleconomy.com/Spain/Female\\_labor\\_force\\_participation](https://www.theglobaleconomy.com/Spain/Female_labor_force_participation). Citováno 13. 11. 2019
- WORLD BANK. Data. [online]. © 2019 The World Bank Group. Dostupné z WWW: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG?locations=ES>. Citováno 13. 11. 2019

## **PŘÍLOHOVÁ ČÁST**

- Příloha 1: Transversální tabulky plodnosti za AC Španělska v letech 1981, 1991, 1999 a 2011, [USB]
- Příloha 2: Pravděpodobnosti nesetrvání ve stavu bezdětnosti a pravděpodobnosti setrvání v paritních stavech 1, 2 a 3, [USB]
- Příloha 3: Vybrané souhrnné ukazatele, [USB]
- Příloha 4: Vysvětlivky zkratk v přílohách

**Příloha 4: Vysvětlivky zkratk v přílohách**

kod_AC	1	Andalusie
	2	Aragon
	3	Asturie
	4	Baleárské ostrovy
	5	Baskicko
	6	Kanárské ostrovy
	7	Kantábrie
	8	Katalánsko
	9	Kastilie-La Mancha
	10	Kastilie a León
	11	Extremadura
	12	La Rioja
	13	Galicie
	14	Madrid
	15	Murcie
	16	Valencie
	17	Navarra
$p(x)$		pravděpodobnost nesetrvání ve stavu bezdětnosti
$ri(x)$		pravděpodobnost setrvání se stávajícím počtem dětí $i$
PATFR		sumární index plodnosti očištěný od vlivu paritní a věkové struktury
TMAB		tabulkový průměrný věk matky při narození dítěte
PATFR $i$		sumární index plodnosti očištěný od vlivu paritní a věkové struktury podle pořadí $i$
TMAB $i$		tabulkový průměrný věk matky při narození dítěte pořadí $i$
PPR $i$		pravděpodobnost zvětšování rodiny o dítě pořadí $i+1$
CPD $i$		rozložení žen podle parity ve věku 44 (completed parity distribution)
TMAB $i_j$		tabulkový průměrný věk při narození dítěte pořadí $i$ podle dokončené parity $j$